

# CIHEAM



Centre  
International  
de Hautes Etudes  
Agronomiques Méditerranéennes

*International  
Centre for  
Advanced  
Mediterranean Agronomic Studies*

## Thèse / Thesis

requis pour  
l'obtention du Titre

*submitted  
for the Degree of*

## Master of Science

**Politique agricole et changement  
structurel des exploitations agricoles :  
une application de la méthode  
de chaînes de Markov  
non stationnaires à la région  
Midi-Pyrénées**

**Nejla Ben Arfa**

Série « Master of Science » n°81

2006

**Institut Agronomique Méditerranéen de  
Montpellier**



**Politique agricole et changement  
structurel des exploitations agricoles :  
une application de la méthode  
de chaînes de Markov  
non stationnaires à la région  
Midi-Pyrénées**

**Nejla Ben Arfa**

**Série « Master of Science » n°81**

**2006**



**Politique agricole et changement structurel des exploitations agricoles :  
une application de la méthode de chaînes de Markov non stationnaires  
à la région Midi-Pyrénées**

**Nejla Ben Arfa**

**Série « Master of Science » n°81**

**2006**

### Série Thèses et Masters

Ce *Master* est le numéro 81 de la série *Master of Sciences* de l'Institut Agronomique Méditerranéen de Montpellier.

Cette collection réunit les *Masters of Science* du CIHEAM-IAMM ayant obtenu la mention « Publication », ainsi que les travaux doctoraux réalisés dans le cadre des activités scientifiques et pédagogiques de l'Institut et de ses enseignants-chercheurs.

Le *Master of Science* du Centre International de Hautes Etudes Agronomiques Méditerranéennes :

#### **Politique agricole et changement structurel des exploitations agricoles : une application de la méthode des chaînes de Markov non stationnaires à la région Midi-Pyrénées**

a été soutenue par **Nejla Ben Arfa** en février 2006 devant le jury suivant :

Mme Florence JACQUET, enseignant chercheur CIHEAM/IAMM	Présidente
Mme Mabel TIDBALL, chargée de recherche INRA Montpellier	Membre
M. Guillermo FLICHMAN, professeur associé CIHEAM/IAM Montpellier	Membre

Le travail de recherche a été encadré par Guillermo FLICHMAN

**CIHEAM-IAMM**  
**Institut Agronomique Méditerranéen de**  
**Montpellier**

**Directeur : Vincent Dollé**

3191, route de Mende – BP 5056  
34093 Montpellier cedex 05  
Tél. 04 67 04 60 00  
Fax : 04 67 54 25 27  
<http://www.iamm.fr>

**L'Institut Agronomique Méditerranéen**  
**n'entend donner aucune approbation ni improbation**  
aux opinions émises dans cette thèse

Ces opinions n'engagent que leur auteur

**ISBN : 2-85352-346-2. ISSN : 0989-473X .**

Numéros à commander au :  
CIHEAM-IAMM  
Bureau des Publications  
e-mail : [tigoulet@iamm.fr](mailto:tigoulet@iamm.fr)  
Prix : 50 €  
© CIHEAM, 2006

## Fiche bibliographique

**Nejla Ben Arfa** – Politique agricole et changement structurel des exploitations agricoles : une application de la méthode de chaînes de Markov non stationnaires à la région Midi - Pyrénées - Montpellier : CIHEAM-IAMM, 2006 – 88 p. (Master of Science, IAMM, 2006, Série Thèses et Masters n°81)

### Résumé :

Le changement structurel agricole est un processus dynamique et complexe. Il dépend de plusieurs facteurs notamment de l'état initial des exploitations, de leurs interdépendances, ainsi que de l'environnement social, économique et technique. Pour analyser cette dynamique, la méthode de Markov non-stationnaire s'est avérée aujourd'hui d'une grande utilité, étant donné que les chercheurs ont très rarement le luxe d'accéder à des données très fines et détaillées sur des séries de temps décrivant le mouvement des individus entre différents états.

L'application de cette méthode a été basée sur l'estimateur des variables instrumentales, développé par Karantininis (2002) qui, à son tour, est fondé sur l'approche d'entropie croisée et généralisée originaire de la théorie de l'information de Shannon (1948). Cette méthode nous a permis d'estimer une matrice des probabilités de transition non-stationnaire (NSTPM) pour les exploitations de grandes cultures dans la région du Midi-Pyrénées, considérant les transitions de 7 catégories de taille d'exploitations durant la période de 1988 à 2000. A travers la NSTPM, nous avons pu calculer sous forme d'élasticités, l'effet d'un certain nombre de variables explicatives sur des probabilités de transition et sur le nombre d'exploitations dans chaque catégorie.

Les résultats montrent qu'il y a un effet positif des prix d'intervention sur la croissance des exploitations, particulièrement pour les moyennes. L'augmentation du taux de jachère est également susceptible d'augmenter la taille des exploitations. De même, les paiements directs semblent être en faveur des moyennes et grandes exploitations et avoir un effet positif sur leur survie.

**Mots-clés** : changement structurel, chaîne de Markov, estimateur d'entropie croisée, politiques agricoles, grandes cultures, France.

### *Modeling structural change with a non-stationary Markov Process : Application to cereal farms of Midi-Pyrénées*

*Structural change is a complex dynamic process. It depends on several factors in particular the initial state of farms, their interdependencies and the social, economic and technical environment. To model structural change a non-stationary Markov approach has been proven particularly useful given that researchers have very rarely the luxury of longitudinal time ordered micro data describing movement of individuals between different states.*

*In this study, we used the instrumental variables estimator, developed by Karantininis (2002) based on the generalized cross entropy formalism, which stems originally out of the Shannon's (1948) information theory, to recover a non-stationary transition probabilities matrix (NSTPM) for the cereal farm in the region of Midi-Pyrenees, considering the transitions of 7 size categories of farms over 1988-2000. Along the NSTPM, we were able to calculate in the form of elasticity, the effects of a number of covariates on transition probabilities and numbers of farms in each category. Results show that there is a positive effect of support price on farms growth especially for medium farms. Also, the increase in the rate of land fallow is likely to increase farm size. In the same way, direct payments seem to be in favor of average size farms and to have a positive effect on their survival .*

**Key-words** : structural change, Markov chain, Cross Entropy Estimator, Policies, cereal farms, France.

# Remerciements

Au terme de ce travail, j'adresse mes profonds et sincères remerciements à :

- M. **Guillermo Flichman** : Enseignant chercheur à l'Institut Agronomique Méditerranéen de Montpellier pour sa clairvoyance, sa confiance et ses conseils précieux, qui ont permis de mener à bien ce travail.

Je tiens à exprimer ma reconnaissance à :

- M. **Kostas Karantininis**, Professeur au *Royal Agricultural University of Copenhagen (KVL)*, Danemark, pour ses conseils judicieux, l'intérêt qu'il a manifesté pour ce travail et surtout pour son assistance lors de l'élaboration du programme sur GAMS, malgré notre collaboration à distance.

- M. **Kamel Louhichi**, Docteur, chercheur à l'IAM Montpellier pour ses idées pertinentes, ses encouragements précieux et l'aide reçue pour la correction de ce travail.

Je souhaite également manifester ma reconnaissance à tout le personnel de l'**IAMM**.

Enfin, je remercie tout particulièrement les **membres du Jury** pour avoir accepté d'évaluer ce travail.

# Sommaire

<b>Introduction</b> .....	3
<b>Première partie : constat et problématique</b> .....	7
I-Contexte agricole : Tendances et changements structurels.....	7
II- Les politiques agricoles et les changements structurels.....	10
<b>Deuxième partie : cadre théorique et méthodologique</b> .....	15
I - Cadre théorique .....	15
1 - Changement structurel du point de vue théorique.....	15
2 - Les facteurs liés au changement structurel.....	17
3 - Le changement structurel et les politiques agricoles : méconnaissance théorique.....	18
4 - Changement structurels et facteurs explicatifs : travaux empiriques.....	19
II - Cadre méthodologique .....	23
1 - La modélisation régionale et les questions d'échelle, transfert d'échelle et d'agrégation .....	23
2 - Les différents modèles capables de capter le changement structurel des exploitations .....	27
3 - Le choix du modèle : La chaîne de Markov comme un outil de modélisation dynamique du changement structurel.....	33
<b>Troisième partie : application à la région Midi-Pyrénées</b> .....	45
I - Changements structurels en agriculture : Une réalité en Midi-Pyrénées .....	45
II - Application du modèle de Markov : Estimation des probabilités de transition .....	50
III - Résultats et discussions .....	54
<b>Conclusion</b> .....	66
<b>Bibliographie</b> .....	70

# Table des figures

## Graphiques

Figure 1 : Evolution du nombre et la SAU par taille des exploitations entre 1979 et 2000 .....	8
Figure 2 : Représentation de la région.....	13
Figure 3 : Processus de Markov pour l'ajustement structurel .....	14
Figure 4 : Organisation d'un réseau de neurones.....	29
Figure 5 : Représentation d'une région agricole comme étant un automate cellulaire.....	30
Figure 6 : Représentation <i>Agent-Based</i> d'un système agricole .....	31
Figure 7 : Une représentation d'une grille idéalisée d'une région agricole.....	31
Figure 8 : Evolution du nombre d'exploitations et de la SAU entre 1988 et 2000 en MP .....	46
Figure 9 : Evolution du nombre d'installation aidée par des dotations aux jeunes actifs.....	48
Figure 10 : Evolution de la taille des exploitations « grandes cultures » du Midi-Pyrénées.....	52
Graphique 11 : Probabilité de rester stable pour chaque catégorie de taille.....	55
Graphique 12 : Probabilité de rester stable pour chaque catégorie de taille.....	57
Graphique 13 : Probabilité de croissance par catégorie de taille.....	58
Graphique 14 : Probabilité de doubler de taille.....	59
Graphique 15 : Probabilité d'entrée dans chaque catégorie de taille.....	59
Graphique 16 : Probabilité de sortie des exploitations par catégorie de taille.....	60

## Tableaux

Tableau 1 : Statut des exploitations (en nombre d'exploitations) .....	9
Tableau 2 : Nombre d'actifs (en équivalent temps plein).....	9
Tableau 3 : Place des subventions publiques dans le revenu agricole en France (en %) .....	10
Tableau 4 : Evolution des cultures céréalières en Midi-Pyrénées entre 1988 et 2000 .....	49
Tableau 5 : Evolution des cultures oléagineuse en Midi-Pyrénées entre 1988 et 2000.....	50
Tableau 6 : Matrice de corrélation entre les variables explicatives.....	53
Tableau 7 : La matrice des probabilités de transition non stationnaire (NSTPM) .....	55
Tableau 8 : La matrice des informations préalables « proir » $q_{ij}$ .....	57
Tableau 9 : La matrice des probabilités de transition non stationnaire (NSTPM) .....	57
Tableau 10 : Probabilités des exploitations de doubler de taille .....	58
Tableau 11 : Les élasticités moyennes des prix des céréales sur les probabilités de transition.....	61
Tableau 12 : Les élasticités moyennes des probabilités pour le taux d'intérêt.....	61
Tableau 13 : Les élasticités moyennes des probabilités pour le taux de gel.....	62
Tableau 14 : Les élasticités moyennes des aides PAC/ha sur les probabilités .....	62
Tableau 15 : Les élasticités moyennes des probabilités pour le nombre d'actifs atteignant 60 ans .....	63
Tableau 16 : Les élasticités moyennes des probabilités pour le nombre d'actifs atteignant 28 ans .....	64
Tableau 17 : Les élasticités des variables exogènes sur le nombre des exploitations dans chaque catégorie de taille .....	64

# Introduction

La modélisation quantitative a traditionnellement joué un rôle très important dans l'économie agricole, avec un intérêt porté aux études d'impact des politiques agricoles. Le but de ces études est d'analyser, à travers des indicateurs tel que l'efficacité ou le revenu, les effets de ces politiques à différentes échelles, globale, nationale, sectorielle, régionale et individuelle (exploitation).

Les modèles quantitatifs typiquement utilisés sont les modèles d'équilibre individuel, partiel et général, basés le plus souvent sur l'économétrie et/ou la programmation mathématique. Le choix du type d'approche de modélisation dépend des types de politiques à analyser et de la question d'intérêt auquel on veut répondre. Les modèles d'équilibre général et partiel ont généralement visé l'évaluation de l'impact des politiques agricoles et commerciales sur la production, le revenu, les échanges et le bien-être. Ces modèles sont utilisés dans la plupart des cas aux niveaux d'un pays, d'un groupe des pays ou au niveau mondial.

Quant aux modèles d'équilibre individuel, ils visent plutôt une analyse d'impact d'ordre micro-économique orientée vers l'anticipation des effets de ces politiques sur les changements techniques, le système de production, le revenu, etc.

Les deux principales approches adoptées dans ces modèles d'analyse des processus d'orientation des politiques sont l'économétrie (Oude et Peerlings, 1996 ; Guyomard et al., 1996) et la programmation mathématique (Hanf, 1989 ; Howitt, 1995). L'approche économétrique a surtout dominé les modèles d'équilibre partiel et général, alors que la programmation mathématique était employée dans les modèles d'équilibre individuel tels que les modèles d'exploitation individuelle, les modèles d'exploitation représentative, les modèles de groupe d'exploitations et les modèles d'échantillon d'exploitations. Le problème majeur des modèles économétriques est qu'ils utilisent des fonctions de production obtenues à partir d'un traitement statistique de séries chronologiques pour faire des prévisions.

En effet, les rapports entre les quantités d'inputs et les produits obtenus avec les données du passé ne pourront jamais établir de bonnes prévisions pour le futur, surtout si les prix relatifs entre inputs et/ou produits changent considérablement (Flichman et al., 2003).

Une critique centrale et commune à la plupart des approches de modélisation agro-économique pour l'analyse des politiques est qu'elles négligent un certain nombre de facteurs caractéristiques du secteur agricole. Bien que les agro-économistes aient une vision des structures agricoles (régionales) comme étant des systèmes dynamiques complexes depuis déjà les années 1960 (Day, 1963 ; Balmann, 1997), ils n'arrivent pas à prendre en compte aisément cette complexité dans leurs analyses en raison des caractéristiques suivantes du secteur agricole.

## **L'hétérogénéité des exploitations**

Une structure agricole peut être définie comme étant un système décentralisé avec des exploitations individuelles hétérogènes. Entre autres, les exploitations diffèrent selon leur taille, leur type, leur dotation en facteurs, leur forme organisationnelle ainsi que la capacité managériale et l'âge de l'exploitant.

## **Les interdépendances**

Les exploitations à l'intérieur d'une structure agricole ne sont pas indépendantes. Il y a plutôt une forte interdépendance entre elles à travers les institutions telles que les marchés de terre et de quotas ou par la façon de partager les ressources utilisées. Par exemple, généralement les exploitations ne peuvent augmenter leurs superficies que si d'autres exploitations réduisent les leurs ou disparaissent.

## **Les processus d'ajustement dynamique**

Les exploitations à l'intérieur d'une structure agricole s'ajustent constamment pour changer les conditions de travail exigées par le marché, la localisation de la production, les politiques ou les chocs extérieurs (aléas). Les dotations en facteurs de l'exploitation, la situation financière et personnelle déterminent le degré et le rythme de l'ajustement. En raison de l'action individuelle des fermes, les structures agricoles régionales sont sujettes à de constants changements. En outre, les résultats macro, tel que les prix du marché ou le changement structurel, il y a les effets combinés des activités individuelles des exploitations, qui réagissent en déterminant le comportement des exploitations individuelles.

### **Le sentier de dépendance (*path dependencies*)**

Un système est à sentier dépendant si son développement est déterminé par son histoire. Un sentier ou une trajectoire, une fois adopté, ne peut être abandonné qu'à des coûts élevés. Les sentiers de dépendance sont souvent associés aux changements technologiques.

En ce qui concerne les structures agricoles, les sentiers de dépendance peuvent être rencontrés aussi bien au niveau de l'exploitation individuelle qu'au niveau de la mise en place des politiques agricoles.

Au niveau de l'exploitation, les sentiers de dépendance sont causés, par exemple, par les facteurs de production quasi-fixes qui peuvent retarder le processus d'ajustement.

A des niveaux plus élevés d'échelle, les arrangements institutionnels aussi bien que certaines politiques agricoles peuvent causer des sentiers de dépendance (Balmann et al., 1996).

### **L'immobilité de la terre**

L'immobilité des facteurs spécifiques à l'activité de production agricole (terre) peut entraver les gains potentiels aux échanges : le foncier agricole étant par définition non délocalisable, on assiste à la création de rentes dans certains espaces alors que d'autres sont inexploités et enclins à la déprise. (Daniel et Kilkenny, 2002).

En effet, la plupart des modèles sont des modèles d'exploitation qui, explicitement, perçoivent le problème à partir d'une perspective micro, qui est une perspective de l'exploitation individuelle ou du groupe d'exploitation basée sur la définition de l'exploitation représentative. Cependant, il y a souvent une incohérence entre le comportement de l'exploitation individuelle et les effets résultants sur le marché à des niveaux d'échelle plus élevés. Ce problème d'agrégation peut être atténué en attribuant des poids aux exploitations individuelles pour représenter, par exemple, les capacités régionales (Balmann, 1997).

Cependant, la plupart du temps ces modèles négligent la complexité du système agricole en général et les interactions des exploitations entre elles-mêmes et leurs environnements, en particulier. En bref, les changements de structures de production ne sont pas pris en compte (Berger et Brandes, 1998 cité in Happe et al., 2004).

Les structures de production ainsi que leurs dynamiques sont au cœur des débats théoriques et empiriques dans la mesure où l'un des objectifs des récentes réformes politiques est de promouvoir une agriculture durable, contribuant à l'aménagement du territoire et à la préservation de l'environnement.

Du point de vue de la modélisation, les interactions entre les exploitations (du moins via le marché de la terre) ne peuvent plus être négligées. D'où l'affirmation du réel besoin de prendre en compte, dans les modèles d'exploitations, le changement structurel. Ce dernier peut être défini comme étant le nombre d'exploitations existant dans une typologie donnée (ou le poids d'agrégation de chaque groupe) à un instant donné. La prise en compte de cette dynamique pourrait être réalisée en endogénéisant les poids

d'agrégation de chaque groupe d'exploitation type, afin de permettre à ces poids de changer avec la modification des variables du modèle (Projet SEAMLESS<sup>1</sup>).

Etudier les réactions et les dynamiques d'ajustement des exploitations en réponse aux changements de leurs environnements socio-économiques et politiques, nous renvoie à la recherche dans l'analyse économique d'une méthode capable de quantifier explicitement ces réactions.

Dans cette perspective, l'émergence de nouvelles méthodes innovatrices de modélisation, telle que la chaîne de Markov non-stationnaire, nous offre de nouvelles possibilités de modéliser les ajustements structurels et de mesurer l'impact de plusieurs facteurs socio-économiques et politiques, sur ces derniers. Plusieurs études ont tenté d'isoler les facteurs affectant l'évolution des structures agricoles ; cependant, aucune n'est parvenue à cette fin.

En effet, il y a une abondance d'hypothèses concernant les facteurs explicatifs du changement structurel. Mansfield (1962) introduit comme facteur la technologie et l'innovation. Lucas (1978) et Jovanovic (1982) parlent de capital managérial humain. Kislev and Peterson (1982) ont beaucoup mis l'accent sur les prix relatifs. Goddard et al., (1993) suggèrent en plus des précédents facteurs, les changements du capital humain, la structure du marché relatif et les programmes politiques.

Dans le cas d'étude présent, et par analogie avec le facteur « capital managérial humain » de Mansfield (1962) et le facteur « changement du capital humain » de Goddard et al., (1993), on tente d'introduire le « changement démographique de la population agricole » comme facteur explicatif de l'évolution des structures agricoles.

En effet, au cours des deux dernières décennies, l'agriculture régionale a connu une forte restructuration, notamment en raison de la réforme de la PAC. Le départ à la retraite des générations nées entre les deux guerres a libéré un important volume de terres. Durant les années 1980, les jeunes agriculteurs s'étaient installés en nombre, favorisés en cela par les aides de l'Etat et par un foncier disponible relativement important, sans combler les nouveaux départs. Depuis, la pression foncière s'accroissant, le nombre d'installations s'amenuise.

Le dispositif d'analyse et de modélisation doit prendre en compte ces évolutions ainsi que celles des métiers d'agriculteur et de l'actif agricole.

Le présent travail s'inscrit dans ce contexte. Il consiste à modéliser l'ajustement structurel des exploitations face à des changements de certains variables macro-économiques (exemple taux d'intérêt) économique (exemple prix des inputs et des outputs et les mesures de politiques agricoles) et socio-démographique (exemple nombre des actifs agricoles et leurs âges). Cette modélisation permet d'étudier et de quantifier le changement structurel en terme de probabilités de transition d'un état à un autre, mais aussi d'identifier les effets relatifs de chaque déterminant ou variable.

Plus largement, cette étude s'efforcera d'apporter des éclairages empiriques au regard du débat théorique en appliquant une méthode originale, capable de mesurer cette dynamique ainsi que les déterminants qui l'influencent : le modèle de Markov non stationnaire.

Ainsi, le plan de ce mémoire s'annonce comme suit : après une présentation esquisse du constat général et de la problématique dans la première partie, un apport théorique justifiant le choix méthodologique se présente dans une deuxième partie. Une troisième partie est consacrée à l'application empirique de la méthode choisie ainsi qu'à l'exposition des principaux résultats.

Cette étude représente une extension de celle réalisée dans le cadre du DEA (Benarfa, 2005), elle comporte, en plus, deux points de renforcement. Premièrement, en se basant sur l'approche de l'entropie croisée généralisée, on a développé deux types de modèle, le premier, se rapproche de celui développé

---

<sup>1</sup> [www.seamless-ip.org](http://www.seamless-ip.org)

dans l'étude Benarfa (2005) où aucune information préalable n'est introduite (Etat d'ignorance complète sur la distribution des probabilités de transition). Dans le second, par contre, on a incorporé efficacement des informations préalables « *prior information* » sur la distribution des probabilités qui, dans ce cas précis, n'est plus uniforme. Un test statistique nous a permis de comparer la performance et la capacité de prédiction des deux modèles.

Deuxièmement, cette étude tente d'analyser l'impact, en plus des autres facteurs cités précédemment, des variables démographiques (nombre et âge des agriculteurs) sur le changement structurel des exploitations. Puisque, selon une prospection du terrain, on constate que l'évolution démographique de la population agricole paraît être à moyen terme le facteur décisif de l'évolution de l'agriculture régionale : dans les vingt ans à venir, l'agriculture va manquer de bras.

# I - Constat et problématique

Les structures agricoles ont été façonnées à travers une variété de facteurs, économiques, culturels, historiques, politiques, technologiques et des conditions géographiques<sup>2</sup>. Désormais, les structures agricoles ne sont pas statiques mais changent à travers le temps. Le changement structurel peut être aperçu comme un processus évolutionnaire, qui est une part intégrante de toute économie. Il peut être caractérisé -parmi d'autres- par un ajustement constant aux changements dans les politiques, la demande, l'offre et dans les processus technologiques (OCDE, 1994). Ce processus est idéalement guidé par les signaux du marché, qui transmettent les informations à propos des préférences sociales et des possibilités de production. Le degré avec lequel les structures agricoles peuvent s'ajuster aux signaux du marché dépend du degré de mobilité des facteurs de production vers des activités où leur productivité est plus élevée. Dans ce sens, la mobilité des facteurs de production est centrale pour la compétitivité et l'efficacité de l'agriculture (Happe et al., 2005).

L'activité du marché, cependant, prend place également dans un cadre politique. Les politiques imposent les règles pour l'activité du marché, mais elles peuvent aussi toucher directement le processus d'ajustement sur le marché. En ce qui concerne ce dernier, le rôle des politiques agricoles est double. D'une part, les politiques peuvent modifier la capacité du secteur agricole -et ainsi les structures agricoles- pour ajuster et créer des encouragement pour les ajustements. D'autre part, les politiques peuvent également empêcher l'ajustement structurel, par exemple, en augmentant artificiellement la rentabilité d'une production par rapport aux autres ; les politiques de soutien agricoles fournissent alors des encouragements aux exploitations marginales et les incitent à rester dans le secteur, retardant ainsi le développement de structures agricoles plus efficaces (Hoppe et al., 2004). En conséquence, l'allocation des facteurs de production ; terre, travail et capital est affectée et des distorsions dans le marché sont créées. Ainsi, l'interférence des politiques avec le processus d'ajustement est susceptible de créer à la fois des coûts et des avantages dans une économie (Goddard et al., 1993).

## I- Contexte agricole : tendances et changements structurels

Davantage de grandes exploitations, moins de petites, accélération de la disparition du nombre d'exploitations, transformation des espaces utilisés par l'agriculture, modification des statuts des exploitations et baisse de la population active. Tels sont les premiers enseignements que l'on peut tirer du recensement agricole de l'année 2000. Cette opération a permis de dénombrier 664 000 exploitations en France métropolitaine. Elles étaient plus d'un million en 1988 lors du recensement précédent, et près de 1,3 million en 1979 (ce qui nous donne un taux de disparition de 3.5% sur la période 1988-2000, contre 2.7% entre 1979 et 1988 (Agreste, 2004). Les quelque 400 000 exploitations dites « professionnelles »<sup>3</sup> rassemblent 60 % de l'ensemble des exploitations et contribuent pour 95 % au potentiel agricole français. Leur proportion est relativement stable par rapport à 1988.

Les plus grandes exploitations, par leur taille ou par leur dimension économique, sont aujourd'hui plus nombreuses qu'en 1988 : en 2000, les exploitations ayant une dimension économique de plus de 100 unités de dimension européenne (UDE) soit l'équivalent de 150 hectares de blé représentent 11% des

---

<sup>2</sup> Dans le contexte de cette étude, le terme « structure » se réfère essentiellement à une entité composée d'éléments en corrélation (OCDE, 2004). Les éléments des structures agricoles sont les exploitations, la terre, le travail et le capital ce qui constitue la capacité productive d'une région.

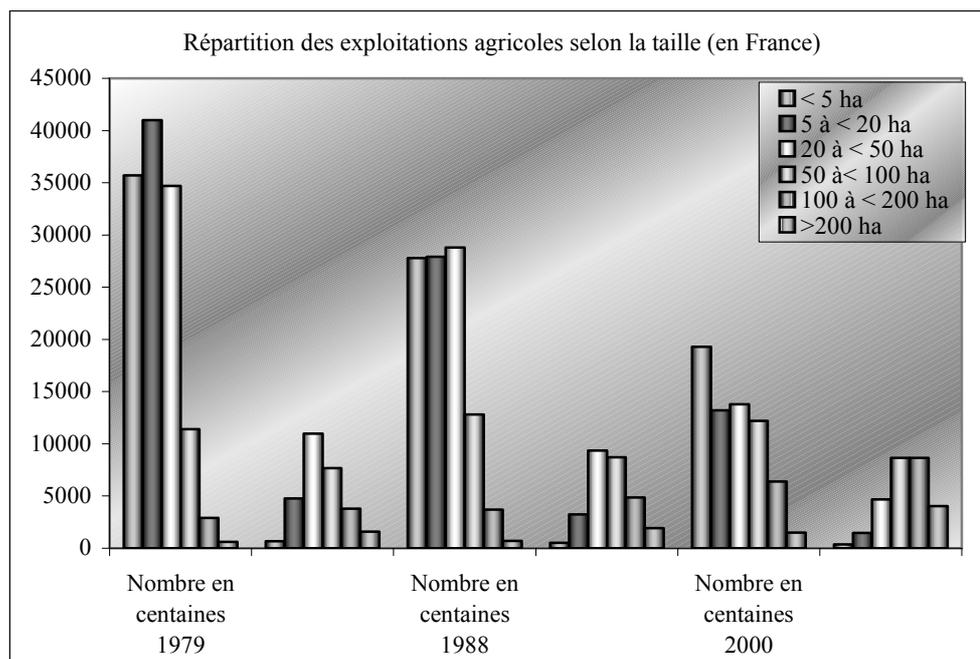
L'OCDE (1995) définit « ajustement structurel » comme étant la mobilité des facteurs de production entre les unités d'exploitation, et entre le secteur agricole et les autres secteurs de l'économie. Dans notre cas d'étude, le facteur de production qui va être pris en compte est « la terre ».

<sup>3</sup> L'exploitation agricole professionnelle satisfait deux critères supplémentaires : atteindre une dimension économique d'au moins 12 hectares équivalent-blé (8 UDE), et utiliser au minimum l'équivalent du travail d'une personne occupée à trois quarts de temps pendant une année (0,75 UTA).

exploitations contre moins de 5% en 1988 ; elles cumulent 45% du potentiel agricole français. À l’opposé, si les unités de moins de 8 UDE (moins de 12 hectares d’équivalent de blé) représentent encore 34 % des exploitations, elles ne totalisent que 2 % du potentiel agricole (RA, 2000).

La superficie et le cheptel moyens progressent. En 2000, les exploitations s’étendent en moyenne sur 42 hectares, soit 1,5 fois plus qu’en 1988 (28 hectares en 1988). Les superficies se concentrent ainsi dans des exploitations de taille sans cesse croissante. Le nombre d’exploitations de plus de 100 hectares augmente toujours : elles sont 78 800 en 2000 contre 43 700 en 1988. En revanche, le nombre d’exploitations en deçà de 100 hectares diminue. La baisse se poursuit pour les exploitations de moins de 50 hectares mais, fait nouveau, elle apparaît pour la première fois dans les unités comprises entre 50 et 100 hectares.

**Figure 1 : Evolution du nombre et la SAU par taille des exploitations entre 1979 et 2000**



Source : recensement agricole de 1979, 1988 et 2000

L’augmentation de la taille des exploitations participe à un phénomène général de développement, mais elle est aussi liée à l’essor des formes sociétaires, dont le nombre passe de 49 000 en 1988 à 115 000 en 2000. Elles totalisent aujourd’hui 17 % des exploitations contre 5 % en 1988. La croissance des formes sociétaires est avant tout celle des exploitations agricoles à responsabilité limitée (EARL). Créées en 1985, elles étaient 1 500 en 1988. On en dénombre 56 000 en 2000, soit 14 000 de plus que les groupements agricoles d’exploitation en commun (Gaec), en repli par rapport à 1988. La souplesse de l’EARL explique son succès : elle peut être unipersonnelle, les conjoints peuvent s’associer et chaque associé ne supporte les pertes éventuelles qu’à concurrence du montant de ses apports. Beaucoup de Gaec « père-fils », constitués entre un ascendant et un descendant, se transforment en EARL au départ à la retraite du coexploitant le plus âgé. Avec 98 hectares par exploitation en 2000, les sociétés ont une superficie moyenne triple de celle des exploitations individuelles, encore majoritaires, mais dont l’effectif est en baisse. L’étendue moyenne des exploitations individuelles a toutefois davantage progressé que celle des sociétés, passant de 25 hectares en 1988 à 30 hectares en 2000.

**Tableau 1 : Statut des exploitations (en nombre d'exploitations)**

	1988	2000
Exploitant individuel	946 078	537 559
GAEC	37 716	41 475
EARL	1 539	55 925
Autre société civile	9 913	17 331
Autres statuts	21 509	11 517

Source : RA (1988, 2000)

Trois types d'actifs travaillent sur les exploitations : les actifs familiaux, les salariés permanents et les salariés saisonniers ou occasionnels. Les actifs familiaux comprennent les chefs d'exploitation, les coexploitants ainsi que les membres de leur famille ayant une activité sur l'exploitation, quelle que soit sa durée. Les salariés permanents effectuent un travail régulier tout au long de l'année, quelle que soit sa durée. Les salariés saisonniers ou occasionnels travaillent, parfois à temps partiel, pendant une partie seulement de la campagne agricole.

**Tableau 2 : Nombre d'actifs (en équivalent temps plein)**

	1988	2000	%
Chefs d'exploitation	1 088 731	763 953	-29.9
Conjoints	525 825	247 965	-52.8
Autres actifs familiaux	262 742	143 055	-45.6
<b>Population familiale</b>	<b>1 877 298</b>	<b>1 154 973</b>	<b>-38.5</b>
<b>Salariés permanents</b>	<b>161 297</b>	<b>164 237</b>	<b>+1.8</b>

Source : RA (1988, 2000)

La superficie globale, mise en valeur par les exploitations agricoles, se restreint. Elle perd 740 000 hectares de 1988 à 2000. Ce mouvement se double d'une recomposition des sols agricoles avec une progression de 7 % des terres labourables qui en couvrent maintenant les deux tiers. Les superficies toujours en herbe en occupent 30 %, après avoir reculé de près de 19 %. Diminution également de 5 % pour les superficies en cultures permanentes. La réforme de la politique agricole commune (PAC) en 1992 a fait apparaître des parcelles en jachère avec différents couverts implantés. La jachère « aidée », qui n'existait pas en 1988, où la jachère traditionnelle ne couvrait que 243 000 hectares, a connu une véritable explosion à partir de 1993. En 2000, les superficies en jachère occupent plus d'un million d'hectares (AGRESTE, 2001c).

L'évolution des formes de soutien à l'agriculture a incité les agriculteurs à chercher de nouvelles sources de revenus. Ainsi, dans les secteurs les plus soutenus par la PAC, la poursuite des gains de productivité n'a pas été freinée par les réformes. La baisse des prix des grandes cultures, compensée par des aides directes, la nécessité de constituer des réserves de surfaces pour le gel des terres ont probablement accéléré la concentration des exploitations de grandes cultures. Une certaine extensification, même toute relative, due à la réforme de 1992, a conduit les agriculteurs à une recherche de productivité par les surfaces, plutôt que par les rendements.

En outre, la réforme de la politique agricole commune de 1992 a profondément modifié la ventilation par nature des crédits du FEOGA-Garantie (Loyat, 2005). Elle a diminué les prix garantis, pour les cultures arables et la viande bovine, au profit des aides directes aux producteurs. Elle a institué des mesures d'accompagnement à partir de 1993. La réforme de 1999 n'a fait que renforcer la tendance à l'accroissement des aides directes, malgré une certaine volonté de réorientation des soutiens en direction du développement rural.

Les aides directes jouent un rôle important dans la formation du revenu de très nombreuses exploitations agricoles européennes. Les unités les plus soutenues sont, pour une grande part, celles qui sont les plus dépendantes des soutiens directs et celles qui ont les plus hauts niveaux de revenu. En 2000, 20% des

exploitations agricoles européennes reçoivent 73% des aides directes, pour 59% des superficies et seulement 25% des emplois (commission européenne, 2004).

**Tableau 3 : Place des subventions publiques dans le revenu agricole en France (en %)**

	1990	2001
Ensemble des exploitations	6.9	34.6
Grandes cultures	4.5	58.1
Maraîchage et fleurs	3.1	2.2
Viticulture	1.8	3.7
- AOC	1.3	2.3
- Autre viticulture	3.0	8.1
Arboriculture fruitière	6.6	10.2
Bovins	11.9	52.5
Ovins et autres herbivores	38.2	47.8
Hors sol	2.9	11.8

Source SCEES : Loyat (2005) « études européennes »

## II- Les politiques agricoles et les changements structurels

Certains disent que « la situation actuelle est le fruit du passé » (Loyat, 2005), d'où, en se basant sur des études faites pour la commission européenne ainsi que de nombreuses études portant sur la politique agricole commune (PAC) et ces réformes, nous avons fait le choix d'une approche historique pour examiner les évolutions successives de la PAC et son rôle dans l'évolution du secteur agricole (les choix techniques et économiques, les facteurs de production et leurs combinaisons, et les systèmes et les structures de production).

### 1- Le modèle technico-économique généré par la PAC des années 1960

Le contexte européen de l'après-guerre explique parfaitement la mise en place de la politique agricole commune (PAC) en raison d'une situation de pénurie alimentaire et d'un retard important de l'agriculture sur les plans économiques, techniques et structurels comparé au modèle américain. La Communauté européenne disposait, en effet, de 65 millions d'hectares pour 17,5 millions d'agriculteurs et pour nourrir 150 millions de personnes, alors que les États-Unis avaient plus de 400 millions d'hectares pour 200 millions d'habitants et 4 millions d'agriculteurs (Loyat, 2005).

Pour ces diverses raisons ainsi que d'autres, le 14 janvier 1962, la politique agricole commune est officiellement créée. Ses objectifs, comme clairement énoncés dans l'article 39 du traité de Rome, étaient d'accroître la productivité de l'agriculture, d'assurer un niveau de vie équitable à la population agricole, de stabiliser les marchés, de garantir la sécurité des approvisionnements et d'assurer des prix raisonnables aux consommateurs. Elle reposait sur des mécanismes (prix d'intervention, prix de seuil pour les importations, restitutions à l'exportation et prélèvements à l'importation) qui garantissaient une préférence communautaire et permettaient une présence sur les marchés tiers (Jacquet, 2004). Elle offrait aux producteurs une garantie d'achat quelle que soit leur production, ce qui a engendré comme conséquences, une stabilisation des prix, permettant de réduire les risques et d'éliminer toute concurrence entre les producteurs, des prix intérieurs alignés sur des prix d'intervention élevés permettant des gains de productivité, une croissance de la production, indépendante de la demande finale, avec pour conséquence une accumulation des stocks et des exportations subventionnées, et enfin, un accroissement des dépenses budgétaires au bénéfice des exploitations les plus productives (Loyat, 2005).

La transformation de l'agriculture a été assurée par des réformes structurelles ayant pour objectif l'amélioration du capital productif des exploitations, la restructuration foncière et l'introduction de la mécanisation. Les effets les plus visibles de cette transformation résident d'abord dans l'augmentation importante de l'offre agricole et surtout, dans l'amélioration considérable de la productivité du travail et de la terre, qui est à l'origine d'une véritable révolution agricole.

Le modèle généré par la PAC des années 60 repose sur des exploitations familiales, protégées par des mesures de préférence communautaire ainsi que par des prix garantis trop élevés. L'offre, n'étant pas contrainte par la demande (elle est infinie en raison des mécanismes d'intervention sur les marchés) l'amélioration des techniques et le progrès génétique, ont orienté l'objectif final vers la maximisation de la rente différentielle de productivité. Ce modèle devient la référence économique et idéologique. Le club des 100 quintaux reste encore largement dans les esprits.

Le risque pris par l'agriculteur est minimum, ce qui explique que la gestion de l'exploitation est un terrain abandonné par la recherche. Dans le domaine de la recherche économique, ce sont les modélisations (échanges, marchés) qui prennent le relais, dans une approche très néoclassique, selon le modèle alors en vigueur dans les organisations internationales, notamment à l'OCDE (Loyat, 2005).

## **2- Les réformes de la PAC de 1992 et 1999 : la fissure du modèle des années 1960**

La réforme de 1992 marque un tournant dans l'histoire de la PAC : elle annonce vouloir rompre avec la logique productiviste et elle intègre des objectifs de protection de l'environnement (Jacquet, 2003).

C'est une réforme d'inspiration libérale visant à rapprocher les prix intérieurs des prix du marché mondial et compenser la baisse des prix par des aides directes, liées à la production. Les seuls instruments de maîtrise de l'offre concernent le gel des terres, mesure radicale de réduction de la production par stérilisation d'une partie de la ressource. La réforme Mac Sharry de 1992 concerne avant tout les grandes cultures (céréales, oléagineux et protéagineux) et se résume par la baisse substantielle des prix administrés, la compensation de celle-ci par des aides découplées des variations de production mais liées aux niveaux antérieurs de production et de productivité et enfin par l'obligation pour les bénéficiaires des montants compensatoires de geler des terres ; cette mesure assurait une maîtrise très radicale de l'offre (Loyat, et Petit, 2002). Elle répondait en partie à l'exigence de la négociation au GATT dans le cadre de l'Uruguay Round. L'une des mesures phares de cet accord concerne la tarification, c'est-à-dire le remplacement des prélèvements variables à l'importation par des tarifs douaniers fixes.

Autre grande réforme des années 90, l'accord de Berlin en 1999 et l'Agenda 2000. Cette réforme présente plusieurs volets. Elle concerne tout d'abord la poursuite d'une politique de baisse des prix et de compensation, pour les grandes cultures mais aussi les productions animales, politique libérale pour maintenir la place de l'Union européenne sur les marchés internationaux. Mais à travers cette réforme, la Commission veut aussi répondre aux nouvelles attentes de la société à l'égard de l'agriculture en termes de développement rural, de protection de l'environnement et de préservation du modèle agricole européen, le terme de la multifonctionnalité prend de l'élan. Éco-conditionnalité et modulation font timidement leur apparition. À côté des organisations communes de marché (OCM), le développement rural constitue le deuxième pilier de la PAC.

## **3- La réforme de la PAC de 2003 : vers un nouveau modèle technico-économique ?**

La nouvelle réforme décidée au Conseil de Luxembourg, en juin 2003, est la poursuite des réformes de 1992 et de 1999. La proposition initiale de la Commission était d'inspiration très libérale, en découplant les aides et en poursuivant la baisse des prix. Finalement, le compromis est un découplage partiel et un maintien des prix pour les céréales.

Cependant la réforme actuelle présente un nouveau visage. Elle présente de sérieuses préoccupations en termes d'environnement, de qualité, de bien-être animal, de santé et de sécurité alimentaire, de paysages ruraux. La subordination du paiement unique par exploitation, partiellement découplé, au respect des normes dans ces domaines est une avancée en termes d'éco-conditionnalité.

En conséquence, l'exploitant agricole doit faire face à trois composantes importantes, Loyat (2005) définit trois niveaux de gestion :

- ✓ Le foncier : c'est classique, il peut être loué ou exploité en propriété directe ; il a toujours un coût qui est fonction de la rente foncière ; les réformes successives de 1992 et 1999 ont fortement augmenté cette rente foncière (nécessité de se constituer des réserves pour le gel des terres); qu'en sera-t-il avec le découplage ?
- ✓ Le capital d'exploitation (capital fixe et variable) : il est constitutif de l'exploitation agricole ; le raisonnement de gestion de l'exploitant dépendra alors de l'anticipation de la situation sur les marchés.
- ✓ Le patrimoine constitué par les droits à prime unique : on peut inclure ces droits dans la valeur d'un fonds d'exploitation (analogie avec le fonds de commerce). Compte tenu de la situation actuelle (taux de couverture des revenus par les aides) ces droits sont nécessaires pour garantir le revenu. Ceux qui en disposent aujourd'hui ne font que capitaliser des rentes différentielles sur la base des soutiens antérieurs. Mais au fur et à mesure que ces droits vont se transférer (négociation par le marché ou transferts administratifs), leur prix sera fonction à la fois des anticipations des baisses des niveaux de soutien (évolution du FEOGA) et des anticipations de revenu global.

### III - Problématique

Le recul démographique de l'agriculture n'a jamais été aussi fort que lors de ces douze dernières années. En effet, le rythme de décroissance de la population agricole a été en moyenne annuelle de -3,5% entre 1988 et 2000, contre -2,4% dans la décennie précédente (recensement agricole 1988 et 2000).

En 2000, il n'y a plus que 663 800 exploitations agricoles en France, alors qu'on en dénombrait encore un million en 1988. Le nombre d'exploitants est lui passé de 1 089 000 à 764 000. La diminution en nombre a été compensée par l'accroissement en taille moyenne des exploitations, passant de 28 à 42 hectares. La concentration des exploitations est le phénomène marquant des douze dernières années, alors que trop peu de jeunes agriculteurs se sont installés (recensement agricole 1988 et 2000).

Ces évolutions sont en partie le fruit de la politique agricole européenne, dont le but est de préserver le modèle agricole européen et de promouvoir une agriculture durable, contribuant à l'aménagement du territoire et à la préservation de l'environnement. En effet, la réalisation de cet objectif dépend du développement de structures agricoles compétitives et efficaces. Cependant, plusieurs politiques agricoles ont opéré en contradiction avec ces objectifs en créant des distorsions dans l'utilisation et la mobilité des facteurs de production (Dewbre et al., 2001, OCDE, 1995, 1994, Fennell, 1999). Les distorsions émergent, principalement, parce que les politiques, fournissant des soutiens aux activités agricoles, sont considérées attirer des ressources additionnelles (en particulier travail et capital) à ces activités (OCDE, 1994). Le résultat est que les politiques de soutien peuvent empêcher l'ajustement structurel en fournissant des encouragements aux exploitations marginales de rester dans le secteur et ainsi retarder le développement vers des structures agricoles plus efficaces.

Stimulés par les considérations précédentes, pendant tout le demi siècle passé, les agro-économistes ont argumenté plusieurs fois que les politiques agricoles pourraient actuellement être définies tant qu'opérant dans le sens de lever plusieurs obstacles et chercher à promouvoir l'efficacité et la compétitivité (Fennell, 1997). La principale réforme clé à la suite de ces propositions a été créée pour réduire la protection et faciliter la réponse du marché par les producteurs à travers des mesures politiques résultant d'un soutien moindre, distribué d'une façon moins distorsive. Dans ce sens, l'ajustement structurel dû aux réformes des politiques agricoles devrait dépendre de l'allure et l'envergure de la réforme, des caractéristiques structurelles et naturelles de la région et en particulier, de la capacité de l'exploitation individuelle à s'ajuster (Hoppe et al., 2004).

Le dernier point nécessite une attention particulière puisqu'il indique que le comportement individuel, les conditions locales, et ainsi, les interactions et les hétérogénéités gagnent de l'importance quand on étudie les réactions d'ajustement structurel. En effet, le degré avec lequel les exploitations individuelles peuvent s'ajuster est déterminé par un certain nombre de facteurs, tel que la taille, la localisation, la spécialisation,

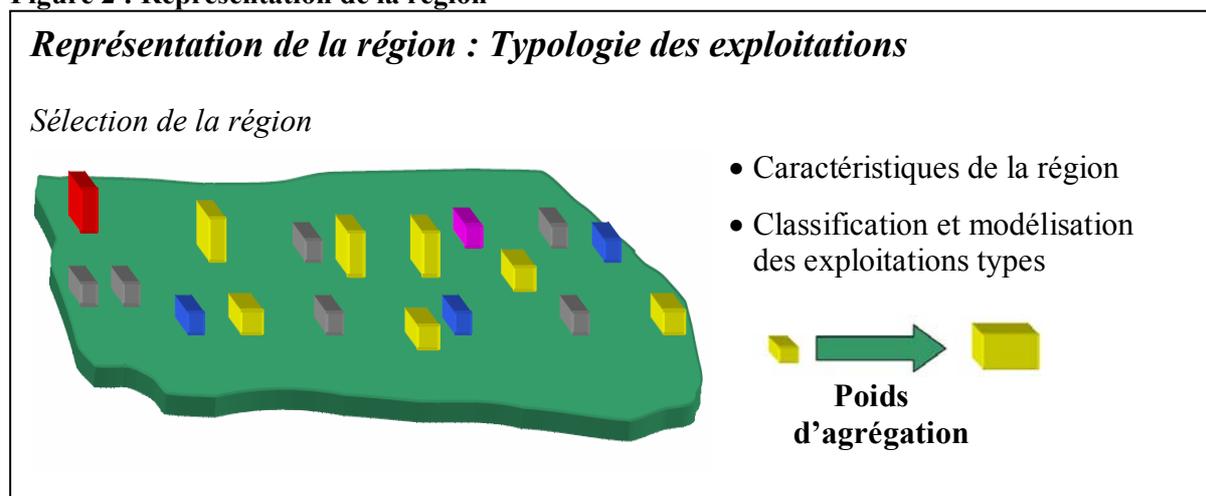
les dotations et les coûts d'opportunité des facteurs de production, les prix des inputs et/ou des outputs, les changements des politiques agricoles, etc. (Goddard, 1993 et Zepeda, 1995a,b). Selon ces facteurs, les réactions d'ajustement possibles peuvent se manifester par un changement des produits ou de production (diversification), par un investissement ou un désinvestissement, ou même par un changement des sources du revenu (mélange entre revenu d'exploitation et revenu d'hors exploitation). D'autres exploitations peuvent disparaître complètement, libèrent ainsi du foncier, des droits à produire et des droits à primes qui sont repris plus ou moins par les exploitations restantes.

Le présent travail, appliqué à une région de grandes cultures, a pour objectif d'identifier les facteurs, liés aux exploitations agricoles et à leur environnement socio-économique, qui agissent sur les dynamiques d'ajustement des exploitations ainsi que sur l'allocation des moyens de productions ainsi libérés : Quels sont ces facteurs et comment agissent-ils ? Quel est leur degré d'importance ? Comment les moyens de productions ainsi libérés se redistribuent-ils entre les exploitations restantes ? Quelles sont celles qui en profitent ? Quelles conséquences sur l'occupation de l'espace ?

Telles sont les questions auxquelles nous avons cherché à répondre en vue de proposer une démarche qui prend en compte, explicitement, le changement structurel des exploitations agricoles et capable de nous révéler l'impact des certains facteurs tels que les mesures de politiques agricoles sur l'évolution de ces structures sous forme d'élasticité.

Le processus du changement structurel est un processus dynamique qui se produit plutôt lentement dans le temps et qui se manifeste à un niveau « macro », en raison des décisions au niveau « micro ». Par conséquent, les applications empiriques exigent des données étendues de panel et la classification des exploitations dans des groupes homogènes selon une typologie donnée afin de représenter la région.

**Figure 2 : Représentation de la région**



Source : notre figure

La revue de littérature qu'offre la théorie économique en terme d'analyse de la dynamique et de croissance des structures, nous propose une approche originale et évolutionniste, nommée le modèle de Markov non-stationnaire, capable de prendre en compte une certaine complexité du système agricole notamment l'ajustement structurel. Ce modèle offre plusieurs opportunités pour expliquer la dynamique et le changement des structures agricoles ainsi que leurs déterminants, de façon endogène. Le principe conceptuel du modèle est présenté dans le diagramme ci-dessous (cf. fig. 3).

**Figure 3 : Processus de Markov pour l'ajustement structurel**

$$X_{s,c,t+1} = X_{s,c,t} \beta Z$$



	Taille 1	Taille...	Taille n
<b>Type 1</b>	$X_{s1,c1,t}$	$X_{s1,...,t}$	$X_{s1,..,n,t}$
<b>Type ..</b>	$X_{s...,c1,t}$	$X_{s...,c...,t}$	$X_{s1,c...,t}$
<b>Type n</b>	$X_{sn,c1,t}$	$X_{s1,c1,t}$	$X_{sn,cn,t}$

	Taille 1	Taille...	Taille n
<b>Type 1</b>	$X_{s1,c1,t+1}$	$X_{s1,...,t+1}$	$X_{s1,..,n,t+1}$
<b>Type ..</b>	$X_{s...,c1,t+1}$	$X_{s...,c...,t+1}$	$X_{s1,c...,t+1}$
<b>Type n</b>	$X_{sn,c1,t+1}$	$X_{s1,c1,t+1}$	$X_{sn,cn,t+1}$

Source : Projet SEAMLESS

L'application de ce modèle se fait en deux étapes : d'abord, les exploitations individuelles dans la région seront classées en groupe homogène (type 1-taille 1, type 1-taille 2, ...) selon des critères techniques, économiques et structurels et ensuite, les déterminants (Z dans le diagramme ci-dessus) d'ordre technico-économiques (les revenus des exploitations, les prix des outputs, les politiques agricoles etc.) seront identifiés à partir des données statistiques afin d'estimer leurs effets sur l'évolution plausible du nombre d'exploitation dans chaque groupe (X dans le diagramme ci-dessus). Les cellules du diagramme décrivent un processus de Markov où le changement dans le nombre des exploitations reflète en même temps, la redistribution des ressources (terre, capital...).

Les probabilités de transition du processus de Markov vont être dépendantes du temps, des variables macro-économiques (exemple taux d'intérêt) socio-économiques (exemple prix des inputs et des outputs, revenu, politiques agricoles) et démographiques (nombre de la population active agricole), dites variables explicatives (Z dans le diagramme ci-dessus).

## II - Cadre théorique et méthodologique

### I- Cadre théorique

#### 1- Le changement structurel

Plusieurs approches théoriques essayent d'expliquer la dynamique et la croissance des entreprises, elles se sont succédées à fur et à mesure que les écoles de pensée apportent leurs contributions et leurs points de vue.

##### *A - L'économie néoclassique*

La théorie néoclassique de l'exploitation familiale a commencé plus ou moins à partir de la théorie micro-économique classique du producteur, qui a été plus tard complétée par la théorie des ménages. La taille de l'exploitation résulte de la résolution d'un problème de maximisation dans un contexte de concurrence pure et parfaite. Elle est déterminée mécaniquement et identique pour chaque firme d'un même marché.

Les analyses technologiques "à la Marshall" développent l'idée d'une croissance des exploitations qui s'explique par les économies d'échelle réalisées. Lorsqu'une firme a une fonction de production qui présente localement des rendements d'échelle croissants, elle a intérêt à accroître sa taille pour améliorer sa compétitivité.

L'analyse néoclassique "revisitée" par les auteurs de l'école de Cambridge aborde la question des limites à la croissance des firmes. Ils adoptent la notion de « la courbe enveloppe » (Robinson, 1933)<sup>4</sup> qui montre qu'au-delà d'un certain point le coût moyen augmente. Il devient donc irrationnel de produire au delà de ce point. D'où la notion de la taille optimale de l'exploitation qui est souvent liée au point minimum sur la courbe de coût moyen de long terme (Pigou, 1920)<sup>5</sup>.

##### *B - L'économie institutionnelle*

Plus récemment, la théorie de l'exploitation familiale concernant la taille de l'exploitation a été enrichie par des contributions apportées à partir du champ de l'économie institutionnelle. L'économie institutionnelle a souligné la pertinence des coûts de transaction, particulièrement ceux liés à la surveillance du travail salarié, qui sont jugés être suffisamment importants par rapport aux économies d'échelle. L'analyse des coûts d'organisation, développée par Coase (1937), a fait l'hypothèse de déséconomies d'échelle dans les coûts de gestion d'une entreprise.

##### *C - L'économie du développement*

Par rapport à la théorie de l'exploitation familiale, qui est fortement basée sur la théorie néoclassique statique du comportement du producteur et du ménage, la littérature de l'économie du développement se concentre plus sur la dynamique dans l'évolution de taille des exploitations. Eastwood et al., (2004) cité par Jongeneel et al., (2005) montrent qu'en supposant que le développement économique augmente les utilités de réservation des familles, établit un meilleur marché du capital et facilite le progrès technique, il est susceptible d'augmenter la taille des exploitations. L'impact du progrès technique est quelque peu ambigu. Selon sa nature (neutre, augmentation de la terre, augmentation du travail) et l'élasticité de substitution prédominante, ces facteurs réduisent ou augmentent la taille des exploitations (Braun, 2004 cité in Jongeneel et al., 2005).

---

<sup>4</sup> L'économie de la concurrence imparfaite, 1933.

<sup>5</sup> The Economics of Welfare, McMillan, 1920.

## ***D - La vision dynamique de l'exploitation***

Des théories plus récentes présentent l'entreprise (exploitation) avant tout comme une entité dynamique, une organisation complexe dans un environnement complexe, contrainte de mettre en œuvre des règles pour garantir un certain équilibre. Ses caractéristiques, au premier rang desquelles sa taille, résultent d'un processus dynamique plus ou moins maîtrisé. Plusieurs théories s'inscrivent dans cette conception.

### **a) Les théories stochastiques**

Des tentatives d'explication de l'évolution des structures de marché ont abouti à des « théories stochastiques », selon lesquelles une firme est supposée évoluer au fil du temps de manière aléatoire, tirant d'une distribution, à chaque période, la valeur des coûts de production de la période à venir : si une firme est chanceuse, et tire systématiquement de faibles coûts, elle survivra et croîtra, quelle que soit sa taille de départ. En revanche, si elle est systématiquement malchanceuse, elle déperira. Le fondement théorique de ces modèles statistiques est qu'ils reposent sur l'idée selon laquelle la croissance résulte de l'effet cumulatif d'un grand nombre de forces agissant indépendamment les unes des autres sur les performances des entreprises. Les probabilités d'expansion ou de régression de chaque exploitation vont dépendre de sa profitabilité, qui résulte de nombreux facteurs, comme par exemple la qualité de sa gestion, les objectifs du chef d'exploitation, la disponibilité d'inputs particuliers, l'environnement économique dans son ensemble, etc. Dans un intervalle de temps donné, certains de ces facteurs vont jouer en faveur d'une croissance des firmes, alors que d'autres la freineront.

Ainsi, les taux de croissance d'une firme seraient indépendants d'une période à l'autre, et sur une période donnée, croissance et taille des firmes seraient indépendantes. Cette loi, connue sous le nom de loi de Gibrat<sup>6</sup>, est énoncée de la façon suivante : « *les changements mesurés à intervalles réguliers dans les tailles des firmes sont gouvernés par un processus de Markov<sup>7</sup> simple dans lequel les probabilités de changements de taille, quelle que soit leur ampleur, sur une période spécifique, sont indépendants de la taille présente des entreprises* »

Gibrat (1931) a démontré que ce processus, comme l'ensemble des processus stochastiques, générerait systématiquement des distributions normales du logarithme de ces variables, ce qui, dans le cas particulier de la taille des firmes est cohérent avec la réalité.

Mais la conclusion de Gibrat est utilisée dans l'autre sens. L'argument a été renversé. Le fait que les distributions de firmes par taille soient lognormales entraîne fréquemment la conclusion que l'évolution de la taille des firmes suit un processus stochastique. Bien entendu, le raisonnement n'est pas vérifié. Ce n'est pas parce que A (le processus est stochastique) implique B (les distributions sont lognormales) que B implique A (Marniesse, 2000)

### **b) Les théories biologiste**

A l'opposé de l'hypothèse qui stipule que la croissance des firmes serait aléatoire, des analyses biologiques ont réintroduit un ordre dans les trajectoires. Diverses lois biologiques ont été établies, qui sont supposées régir les trajectoires de firmes. Les économistes ont en effet souvent emprunté des conclusions aux sciences de la nature pour décrire des phénomènes en apparence analogues dans le champ économique

Parmi les théories s'inscrivant dans cette approche, on cite la théorie du cycle de vie (qui relie la croissance à l'âge de l'entreprise), celle « d'homéostasie » (hypothèse de la taille d'équilibre), ainsi que le

---

<sup>6</sup> Gibrat, R. (1931)

<sup>7</sup> Les probabilités de passage d'un état à un autre ne dépendent que de l'état de départ et pas de l'histoire passée de la firme.

modèle de sélection naturelle (le marché agit comme un mécanisme de sélection naturelle, en éliminant progressivement les exploitations non maximisatrices ou ne réalisant pas de profit).

### **c) La vision évolutionniste de l'exploitation**

La théorie de Nelson et Winter (1982), bien qu'elle s'inscrive dans la lignée des théories biologiques, et plus particulièrement de la sélection naturelle, conteste son caractère implacable. Elle s'oppose à l'idée que les marchés sont dotés d'une capacité à éliminer efficacement et sans appel toute entreprise qui ne ferait pas preuve d'un comportement optimisateur.

Les firmes se caractérisent en général par une capacité d'adaptation, un principe de variation ou de mutation (idée empruntée à Schumpeter, et qui se trouve dans le principe de recherche, d'innovation) qui va à l'encontre d'une sélection déterministe (Marniesse, 2000).

La théorie évolutionniste essaie de décrire des trajectoires des firmes à partir de l'ensemble de ces facteurs : contraintes technologiques et organisationnelles, conditions de fonctionnement des différents marchés, mais aussi caractéristiques de l'entrepreneur, dont dépendent les capacités d'adaptation de la firme à son environnement.

Les modèles de dynamique des exploitations s'inscrivent dans ces différents cadres théoriques. La loi de Gibrat, première tentative de modélisation, pose comme hypothèse que les différents facteurs susceptibles d'influencer la croissance d'une firme sont si nombreux et ont des effets si différents que la trajectoire qui en résulte est finalement le fruit du hasard. Le taux de croissance ne dépend ainsi ni de la taille ni de l'âge des entreprises. Les modèles ultérieurs ont tenté de dépasser cet "anti-modèle", d'abord contestée par différentes théories (trois théories biologiques et une théorie évolutionniste qui autorise l'existence de trajectoires technologiques multiples), ensuite contredit par plusieurs analyses empiriques. Ainsi, Singh et Whittington (1975) sont partis du concept de taille optimale pour supposer que plus la firme s'approche de cette taille, plus son taux de croissance est faible, ce qui aboutit à une relation inverse entre le taux de croissance et l'âge et la taille des firmes. Jovanovic (1982, 1989) s'est fondé quant à lui sur le concept des "capacités managériales" propres à chaque firme (qui peut s'interpréter en terme de capital humain de l'entrepreneur et de l'entreprise). Ignorées au départ, les capacités sont découvertes au fur et à mesure de l'activité selon que les résultats sont conformes ou non aux espérances. Certaines firmes (les moins capables) disparaissent, les autres se développent avec un taux de croissance qui diminue avec l'âge, ainsi qu'avec la taille quand l'âge est constant.

C'est par rapport à ce cadre théorique que s'inscrit notre approche dynamique, évolutionniste et déterministe basé sur le processus de Markov non stationnaire, où on essaye d'expliquer la dynamique des exploitations, en calculant des probabilités de transition d'un état à un autre, en fonction de certains facteurs, en tenant compte de l'impact de l'environnement sur les structures des exploitations ainsi que sur le comportement de l'exploitant comme réponse à ces facteurs, dont particulièrement les politiques agricoles.

## **2 - Les facteurs liés au changement structurel**

Pour expliquer le changement structurel et la dynamique de la taille des exploitations les économistes, comptent sur des modèles stochastiques qui sont simplement les manifestations de la loi de Gibrat (Ijiri et Simon, 1977 ; Hart et Oulton, 1996 ; cité in Karantininis, 2004) ou tentent d'ajouter quelques facteurs économiques déterministes, tels que la technologie et l'innovation (Mansfield, 1962 in Karantininis, 2004) ou le capital managérial humain (Lucas, 1978 ; Jovanovic, 1982 ; Evans, 1987). Il y a en effet une abondance d'hypothèses concernant les facteurs affectant l'évolution de la taille des exploitations. Kislev and Peterson (1982) cité par Karantininis (2004) ont beaucoup mis l'accent sur les prix relatifs. Gardner et Pope (1978) ont listé des facteurs tels que les technologies, les soutiens des prix et les taxes ainsi que les caractéristiques structurelles tels que la location de la terre, l'organisation commerciale de l'exploitation, l'emploi hors exploitation, le revenu et l'endettement des exploitations. Barkley (1978) recommande la qualité du produit, l'infrastructure rurale et l'énergie. Goddard et al., (1993) suggèrent en

plus des précédents facteurs, les changements des prix relatifs, les changements du capital humain, la structure du marché relatif et les programmes politiques.

En ce qui concerne le sens et les effets de ces facteurs, le balayage d'un certain nombre d'études empiriques prouve qu'un des conducteurs les plus importants de la croissance et du déclin des exploitations est l'efficacité financière (Schunk, 2001 in Jongeneel, 2005). La baisse dans le nombre total des exploitations est accélérée par l'augmentation des prix des inputs et ralentie par l'augmentation des prix des outputs.

A partir des arguments de l'économie d'échelle mentionnés ci-dessus, on s'attend à ce que les petites exploitations soient moins profitables que les plus grandes et/ou aient un coût de production moyen plus élevé que celles-ci. Souvent, ce rapport est confirmé en réalité, en particulier quand la terre et le travail coûtent cher, et également dans les situations des marchés de crédit imparfaits. Il semble qu'il y a également une taille optimale : l'augmentation de la taille de l'exploitation au delà de cet optimum ne produit pas des économies d'échelle. Dans certains cas, des évidences opposées ont été trouvées (par exemple les rendements de céréales et de lait qui sont plus élevés pour de petites exploitations que pour les grandes (Jongeneel et al., 2005)).

### **3 - Le changement structurel et les politiques agricoles : méconnaissance théorique**

Les politiques agricoles sont effectivement un facteur important du changement structurel des exploitations, c'est ce qu'affirme un certain nombre de travaux (Goddard et al., 1993 ; Ahearn et al., 2004). Mais dans quel sens ? C'est une question qui reste posée jusqu'à ce jour.

En effet, certaines études montrent que les politiques agricoles encouragent les exploitations à s'agrandir et à devenir de plus en plus large (Cochrane, 1993 cité in Ahearn et al., 2004). D'autres modèles conceptuels avancent que les politiques agricoles à travers les paiements, justement, font l'inverse. En effet, il y a quelques arguments qui concluent que les paiements (directs ou indirects) agissent pour garder les petites et moyennes exploitations en activité, ralentissant ou diminuant les forces technologiques qui tendent à augmenter la taille des exploitations. Ahearn et al., (2004) déclarent que, malheureusement, la théorie économique n'offre pas une direction claire sur la relation entre les politiques agricoles et le changement structurel. Ils citent les travaux de Leathers (1992) qui ont montré formellement comment l'impact des programmes agricoles sur les structures ne peut pas être prédit seulement par la théorie.

Les politiques gouvernementales qui distribuent des paiements ont de nombreux objectifs. Cependant, aucun des objectifs explicites de ces politiques n'est d'augmenter la taille des exploitations. En fait, un souci souvent exprimé des politiques publiques est que cette part du secteur qui pourrait être classifiée comme exploitations familiales soit réduite (Ahearn et al., 2004). Ce souci surgit parce qu'il y a une certaine croyance que les exploitations familiales ont une nature de bien public à eux et sont importantes à préserver.

Toute évidence qui prouverait que les paiements (politiques agricoles) ont une conséquence fortuite sur la croissance de la taille des exploitations serait probablement dans l'intérêt des décideurs politiques (Ahearn et al., 2004). Par conséquent, il y a un intérêt pour comprendre comment les politiques agricoles passées ont affecté la structure de l'agriculture et comment les politiques futures pourraient être conçues pour réaliser des résultats, socialement, préférés. Par exemple, il y a un intérêt pour comprendre comment les politiques agricoles peuvent être conçues afin de renforcer la survie des exploitations familiales, ou ne pas contribuer au moins à leur cession tout en accomplissant d'autres buts.

Malgré cet intérêt politique pour comprendre comment les paiements affectent la structure des exploitations, il y a un manque de résultats empiriques définitifs. Ceci est probablement un résultat de la complexité des facteurs qui sont liés au changement structurel et l'importance d'identifier leurs rôles séparément.

## 4 - Changement structurel et facteurs explicatifs : travaux empiriques

### A - Aux USA

#### a) Études concernant les changements structurels et les entrées/sorties des producteurs

Sans applications empiriques définitives fournissant une direction claire, plusieurs modèles conceptuels, presque contradictoires, du rapport causal entre certains facteurs explicatifs (tels que les politiques agricoles, les prix des outputs et/ou des inputs, des contraintes d'endettement, etc.) et la structure des exploitations agricoles ont été conçus.

Huffman et Evenson (2001) ont apporté une contribution empirique récente à la littérature en reliant le changement structurel des exploitations et les politiques agricoles affectant la productivité. Ils ont supposé que la structure des exploitations agricoles a affecté la productivité, et que le rapport était à sens unique, c'est-à-dire que la productivité de l'exploitation n'a pas affecté la structure des exploitations agricoles. Ils avaient utilisé des données au niveau national de 1950 à 1982 pour considérer la relation entre la structure des exploitations agricoles, les politiques agricoles, et les changements de productivité au cours de la période. Ils ont constaté que le changement structurel de l'exploitation affecte la productivité. Ils ont également constaté que la R&D publique affecte la structure des exploitations agricoles, alors que les politiques agricoles avaient un certain petit impact sur la structure.

Chau et de Gorter (2001) procèdent à une analyse théorique de l'incidence potentielle des paiements directs sur les décisions d'entrée ou de sortie du secteur agricole des producteurs. Leur analyse indique qu'un accroissement des paiements directs, couplés ou découplés, élargit la fourchette des producteurs désireux de se consacrer à la production et de prendre en charge les coûts fixes nécessaires. Un transfert entièrement découplé peut ne pas influencer sur les décisions de production au niveau de l'exploitation, mais peut agir sur la production agrégée en modifiant les incitations à quitter le secteur.

Ahearn, Yee, et Huffman (2002) ont examiné les rapports principaux entre la productivité et la taille de l'exploitation pendant une période relativement récente dans l'histoire de l'ajustement structurel agricole des USA, la période 1960-96. Contrairement à Huffman et Evenson, ils ont modélisé le rapport entre la structure des exploitations agricoles et la productivité comme rapport bi-directionnel (à deux sens). Leurs résultats ont fourni l'évidence, qui a en effet soutenu une relation simultanée. Ils ont constaté que les investissements de gouvernement ont eu des impacts positifs et significatifs sur la productivité. C'était vrai considérant des investissements publics dans la recherche, la prolongation, les routes, et les programmes politiques de soutien des produits agricoles. Ils ont également constaté que les paiements du gouvernement au titre des produits ont eu un impact négatif sur l'offre de travail hors exploitations des exploitants agricoles et un impact positif sur la taille de la ferme.

Décidément, une partie de l'expansion dans la taille moyenne de l'exploitation observée dans ces deux études en raison des paiements résulte de la consolidation des exploitations qui ont quitté le secteur. Key et Roberts (2003) cité in (Ahearn et al., 2004) se sont intéressés à ce que les paiements ont eu comme effet sur la taille et la survie d'un sous-ensemble d'exploitation participant aux programmes gouvernementaux qui reçoivent des paiements sur les produits entre 1987 et 1997, ignorant le rôle de la productivité. Key et Roberts ont conclu que les paiements ont eu un positif, mais petit, effet sur la taille de l'exploitation pour le sous-ensemble étudié. C'est conforme aux résultats des deux autres études citées pour toutes les exploitations, pas uniquement celles qui ont participé aux programmes du gouvernement. À la différence des autres études, Key et Roberts ont également considéré l'influence des paiements sur la survie de l'exploitation, et ont constaté que les paiements ont eu une influence significative sur la survie de l'exploitation parmi celles qui ont participé aux programmes.

Miller et Plantinga (2003), en développant un modèle dynamique pour rétablir une probabilité de transition non stationnaire pour les allocations et l'utilisation du sol et se basant des données de panel de 1975 à 2000 pour l'Etat de Iowa (USA), ont examiné spécifiquement l'impact des changements dans la

politique agricole fédérale. Dans l'ensemble, ils trouvent que les variables muettes (*dummy variables*) associées aux régimes politiques sont statistiquement significatives. Ils ont montré également que sous les deux régimes politiques récents la surface cultivée de maïs a augmenté probablement pour remplacer celle de soja.

Plus récemment, Ahearn et al. (2004) ont étudié la sortie et l'entrée des exploitants à partir des données du recensement agricole durant la période 1978-1996. Ils soulignent l'importance de la rotation des exploitants agricoles aux États-Unis, en indiquant que 38 % des agriculteurs en activité en 1992 ne l'étaient plus en 1997, et que le nombre d'arrivées d'exploitants nouveaux dans le secteur était sensiblement le même que celui des départs. Ils constatent que la théorie économique ne fournit pas de prévisions claires concernant l'effet des paiements publics sur la structure agricole. Ils se servent de données au niveau de l'État pour mettre à l'essai une série d'hypothèses sur l'effet des paiements, la productivité, la taille moyenne des exploitations, la concentration de la production, la probabilité de cessation d'activité et l'exercice d'activités professionnelles hors de l'exploitation.

Peu d'auteurs se sont intéressés à la relation qui peut exister entre les paiements découplés et l'évolution structurelle de l'agriculture des États-Unis (Abler et Blandford, OCDE, 2005). On ne sait pas très bien quel effet pourraient avoir les paiements sur les structures ni si cet effet serait différent de celui d'autres formes de soutien. Comme on l'a indiqué, les États-Unis ont un marché foncier très actif, en particulier le marché locatif, et les actifs fonciers des unités de production marginales susceptibles de cesser leurs activités en l'absence de soutien du gouvernement peuvent être rentables s'ils sont combinés aux actifs d'autres producteurs. Dans la mesure où certaines économies d'échelle ne peuvent être réalisées qu'au moyen de changements structurels, il n'est pas du tout évident que la cessation d'activité d'unités de production marginales par suite de la suppression des paiements se traduirait par une baisse de la production agrégée.

## **b) Études économétriques des loyers et des valeurs des terres**

De nombreux économistes pensent qu'à long terme, ce sont les propriétaires terriens qui tirent entièrement ou presque entièrement profit des programmes publics d'aide à l'agriculture, dans la mesure où ces profits sont capitalisés dans la valeur des terres (Floyd, 1965 in Abler et Blandford, OCDE, 2005). L'offre de terres agricoles n'est pas élastique, alors que l'offre d'autres intrants est souvent supposée parfaitement élastique à long terme. Même si cette dernière, sans être parfaitement élastique, est plus élastique que l'offre de terres, les propriétaires fonciers s'approprient une part disproportionnée des avantages liés au soutien (Abler et Blandford, OCDE, 2005).

Si les propriétaires terriens s'approprient en grande partie les paiements à travers la hausse des valeurs et des loyers des terres, la capacité de ces paiements d'influer sur la production agricole se réduirait. Les agriculteurs locataires des terres ne pourraient utiliser les paiements associés aux terres louées pour couvrir les coûts fixes ou variables<sup>8</sup>. Ils ne pourraient pas mobiliser de capitaux auprès des établissements traditionnels de crédit, comme s'ils ne recevaient aucun paiement. Ils ne constateraient aucune amélioration de leur richesse, du moins sur les terres louées, l'effet de richesse lié au risque étant éliminé. Les anticipations de paiements associés aux terres louées n'influeraient pas sur la décision des agriculteurs locataires (qui ne profiteraient pas de ces paiements) de rester dans le secteur agricole ou de le quitter, alors qu'elles pourraient influencer sur la décision du propriétaire de continuer d'affecter ses terres à l'agriculture. Si les paiements étaient en partie conservés par les agriculteurs locataires, les mécanismes par lesquels ces paiements peuvent influencer sur la production interviendraient en proportion de la part des paiements conservée.

Goodwin et al. (2003a ; 2003b) ont cherché à estimer les éléments qui déterminent la valeur des terres agricoles. La première étude (2003a) se sert de données couvrant la période 1998-2000 et la deuxième

---

<sup>8</sup> Les agriculteurs qui sont à la fois propriétaires et locataires de terres continueraient de réaliser des bénéfices sur les terres dont ils sont propriétaires, ce qui pourrait les inciter à accroître leur production du fait des paiements perçus sur ces terres.

(2003b) des données couvrant la période 1998-2001. Elles diffèrent quelque peu dans les variables explicatives employées, mais toutes deux prennent en compte les paiements agricoles. Ils constatent que les paiements ont un effet statistiquement significatif sur la valeur des terres agricoles. Ces résultats semblent indiquer que les paiements publics profitent au moins en partie aux propriétaires des terres, et que ceux-ci anticipaient le maintien des paiements au-delà de la durée d'application du *FAIR Act*. Comme le font observer les auteurs, ces résultats appellent une réserve dans la mesure où les fluctuations des paiements d'une année sur l'autre ne permettent peut-être pas de se rendre compte des évolutions à long terme des anticipations relatives aux entrées de fonds qui déterminent les valeurs des terres.

Janssen et Button (2004), à partir de données au niveau du comté recueillies dans le Dakota du Sud pour la période 1991-2001, analysent l'effet des paiements publics sur la valeur des terres cultivées et les niveaux de loyers. Ils évaluent les effets du *FAIR Act* en incluant une variable fictive pour la période 1997-2001 dans des modèles de régression expliquant les valeurs des terres cultivées et les montants des loyers, et en faisant varier dans les modèles le coefficient appliqué à une variable de paiements publics entre les périodes 1991-1996 et 1997-2001. Les résultats indiquent que l'influence des paiements sur la valeur des terres cultivées n'a pas changé d'une période à l'autre, mais que l'effet exercé sur les montants des loyers s'est atténué entre 1991-1996 et 1997-2001. Les auteurs regroupent en une seule variable les paiements relevant du soutien aux produits, les paiements au titre des catastrophes naturelles et les paiements du Programme de mise en réserve. Ils n'essaient pas de distinguer les effets des différents types de paiements. Il faut aussi noter que les différences observées entre les deux périodes, pour les valeurs des terres cultivées comme pour les montants des loyers, peuvent être dues à d'autres facteurs qui viennent s'ajouter ou se substituer aux effets du *FAIR Act*.

### **c) Études des réactions face aux variabilités des prix et l'aversion pour le risque**

Plusieurs études économétriques des effets des paiements sur la superficie et l'offre de produits comportent des mesures de la variabilité des prix, qui se révèlent souvent statistiquement significatives (Moschini et Hennessy, 2001 ; OCDE, 2004). Dans une étude fréquemment citée, Chavas et Holt (1990) ont utilisé des séries chronologiques annuelles concernant les États-Unis de 1954 à 1985 pour examiner les effets de la variabilité des prix du maïs et du soja ainsi que de la richesse du producteur sur les décisions relatives à la superficie de maïs et de soja. Les conditions de la variabilité des prix étaient en général statistiquement significatives, ce qui semblait indiquer que les producteurs de maïs et de soja ne manifestaient pas d'aversion absolue constante pour le risque. Les auteurs ont également relevé que la richesse des producteurs avait un effet statistiquement significatif sur les superficies de maïs et de soja, ce qui indiquerait que l'aversion absolue des producteurs pour le risque décroît<sup>9</sup>.

Just et Pope (2003) soutiennent que les études indiquant une influence de la variabilité des prix ou des rendements sur la superficie ou la production ne démontrent pas que la cause de cette influence est l'aversion pour le risque. Ils pensent que cette aversion peut être surestimée si l'on néglige d'autres facteurs susceptibles d'expliquer des comportements apparents d'aversion pour le risque (conditions météorologiques par exemple).

En effet, lorsque la production est une fonction concave des intrants, les contraintes pesant sur les décisions du producteur (superficie totale fixe de terres à répartir selon les cultures par exemple), qui se traduisent par des décisions similaires à celles que prendrait un producteur ayant une aversion pour le risque. Les travaux réalisés n'ont pas permis d'aboutir à un véritable consensus sur la nature des préférences des agriculteurs face au risque (Goodwin et Mishra, 2002).

---

<sup>9</sup> L'aversion absolue constante pour le risque (CARA) se produit lorsque le coefficient d'Arrow-Pratt d'aversion absolue pour le risque d'un agent économique est le même quelque soit son niveau de richesse. Cependant, l'aversion absolue pour le risque est décroissante (DARA) lorsque le coefficient d'Arrow-Pratt d'aversion absolue pour le risque décroît alors que la richesse s'accroît (OCDE, 2004).

## **d] Études relatives aux contraintes d'endettement**

Barry *et al.* (2000) (cité in Abler et Blandford, OCDE, 2005) utilisent des données de panel de l'État de l'Illinois recueillies au niveau de l'exploitation pour la période 1990-1994. Ils constatent l'existence de la « hiérarchie »<sup>10</sup> des investissements en indiquant que l'apport de liquidités importantes conduit les producteurs à accroître leurs investissements tout en réduisant leur endettement ou en s'abstenant d'emprunter. Dans l'ensemble de leur échantillon d'exploitations, un dollar de liquidités de plus se traduit par 0,60 USD environ d'investissement supplémentaire. En divisant l'échantillon en deux, selon que les exploitations présentent un risque de crédit élevé ou faible, les auteurs constatent qu'un dollar supplémentaire de liquidités se traduit par un investissement supplémentaire de 0,70 USD parmi les entreprises présentant un risque de crédit élevé, et de 0.50 USD pour les entreprises présentant un risque de crédit faible.

### ***B -En Europe***

Karantininis (2002) a estimé le changement structurel dans l'industrie du porc du Danemark (évolution de la taille et du nombre des exploitations porcines). Les impacts d'un ensemble de variables exogènes (prix de la viande de porc, les inputs et les substituts de porc) sur cette évolution ont été étudiés. Cependant, dans cette étude, Karantininis ne prend pas en compte les politiques agricoles comme variables explicatives du changement structurel. Il suppose que le prix du porc affecte l'offre à travers l'entrée/sortie et l'expansion des exploitations. Egalement, il a trouvé que les prix des aliments pour les porcs ont un effet négatif sur la demande du porc. Ainsi les prix des inputs et outputs des bétails sont susceptibles d'affecter le changement structurel des exploitations.

Jongeneel (2002) a analysé l'impact des politiques laitières (quota laitier) sur la distribution de la taille des exploitations laitières hollandaises à l'horizon 2014/2015. Les résultats ont montré que la tendance actuelle du déclin du nombre d'exploitation et l'augmentation de leur taille va continuer indépendamment du type de politique laitière avec un maintien des petites exploitations. Cependant les résultats du scénario « abolition des quotas » sont assez étranges, en effet, l'abolition des quotas pourrait induire une augmentation étrange des petites exploitations et une moyenne augmentation pour les grandes. Ce résultat étant peu plausible, l'auteur pense que c'est parce que les petites exploitations ont peut-être été surestimées.

Hoppe et al. (2004) dans un document de discussion pour une conférence, ont simulé l'impact des politiques agricoles (ils ont adopté 4 scénarios : Agenda 2000 (référence), paiement de retraite (10000 euros si l'exploitant choisit de partir en retraite), suppression du paiement couplé direct et paiement entièrement découplé) sur le changement structurel de l'agriculture dans une région du sud-ouest allemand (taille des exploitations, taille économique des exploitations et la valeur économique régionale totale de la terre). Les résultats ont montré que les politiques (tous scénarios confondus), en encourageant les petites exploitations à quitter le secteur, induisent significativement l'élargissement des exploitations pour réaliser des effets de taille et produire à moindre coût. Cependant l'accélération de cet ajustement structurel dépend des scénarios des politiques (le paiement découplé et de retraite provoque un changement puissant et soudain alors que celui de la suppression des paiements directs provoque un changement graduel).

### ***C - En France***

Butault et Delame (2003) dans un document présenté dans une conférence ont tenté d'apprécier les effets de la réforme de la PAC de 2003, et plus particulièrement du découplage, sur les structures de production agricole en France. Ils se sont appuyés sur un modèle de chaîne de Markov stationnaire en utilisant d'une

---

<sup>10</sup> Selon la théorie de la « hiérarchie » de financement des investissements des entreprises, qui stipule que les entreprises préfèrent dans un premier temps utiliser des fonds internes à faible coût pour financer leurs investissements, et recourir ultérieurement à des fonds externes plus coûteux si le besoin s'en fait sentir.

part les données du panel des enquêtes de structure entre 1988 et 1997, et d'autre part celles du recensement agricole 2000. Une projection à l'horizon de 2009 des structures de production a été faite en supposant que les déterminants des évolutions entre 2000 et 2009 étaient identiques à ceux observés entre 1988 et 1997. Les résultats de cette projection conduisent à un nombre de 486 000 exploitations contre 663 000 en 2000 avec une disparition de 194 000 exploitations et création de 18 000 autres. Le taux de diminution annuelle estimé entre 2000 et 2009 est de l'ordre de 3,39%. Et en ce qui concerne le découplage, les auteurs dégagent que l'effet dominant du découplage devrait être l'accélération de la disparition des exploitations (le travail agricole devient moins attractif que d'autres activités et les agriculteurs les moins performants devraient vendre ou louer leurs droits à subvention aux agriculteurs les plus performants, c'est-à-dire leur surface compte tenu du régime des transferts qui relie les droits à subvention à la terre). Toutefois, le couplage peut avoir des effets inverses. Il peut inciter les agriculteurs, qui se seraient retirés de l'agriculture, à maintenir une activité agricole très extensive pour conserver le versement du paiement unique (étant supérieur au montant de retraite des agriculteurs).

## **II- Cadre méthodologique**

Le changement structurel bien que se soit une décision individuelle (exemple par une décision d'augmenter ou de diminuer la taille de l'exploitation) n'est détecté d'une façon significative qu'à des niveaux plus élevés telle la région. C'est pourquoi, pour modéliser le changement structurel et en particulier celui de la dynamique des tailles des exploitations et afin d'expliquer quels sont les déterminants qui affectent ce changement, on a recours à l'utilisation d'un modèle régional groupant un ensemble d'exploitations.

En effet, une question importante dans le développement d'un modèle régional agricole est la suivante : comment agréger (problème d'agrégation) à partir d'un niveau d'échelle faible à un niveau plus élevé ? (exemple : à partir d'un niveau de l'exploitation individuelle via une typologie d'exploitation au niveau régional (Schipper et al., 1995, Hijmans et van Ittersum, 1996) (cette procédure est appelée transfert d'échelle). Même si les politiques, influençant le changement structurel, sont mises en place au niveau régional ou national, les décisions actuelles d'allocation, d'acquisition ou de cession de la terre sont la responsabilité des agriculteurs individuels ; en tenant compte de ça dans les modèles agricoles, ceci devient de plus en plus complexe avec l'augmentation de la diversité des exploitations à des niveaux d'échelle plus élevés (problème d'échelle).

De plus, les variables qui peuvent être considérées comme exogènes à des niveaux relativement faibles d'agrégation (exemple, les prix) doivent peut-être être endogénéisées à des niveaux d'agrégation plus élevés (Hazell et Norton, 1986).

### **1- La modélisation régionale et les questions d'échelle, transfert d'échelle et d'agrégation**

#### *A - Notion d'échelle et de transfert d'échelle*

##### **a] Echelles spatiales et temporelles**

Plusieurs raisons peuvent être évoquées pour expliquer l'accentuation des intérêts portés sur l'échelle. D'abord, beaucoup de scientifiques identifient maintenant que l'échelle est le concept central pour décrire et expliquer l'organisation hiérarchique complexe du monde. L'échelle peut être définie comme continuum par lequel les entités, les modèles et les processus peuvent être observés et liés. Les études empiriques indiquent que des coupures ou des seuils distincts peuvent être détectés dans le continuum de l'échelle qui correspond à des niveaux spécifiques de l'organisation dans un système hiérarchique (Marceau, 1999). Par conséquent, il est nécessaire d'identifier ces seuils d'échelle, et de dériver les lois appropriées régissant les interactions se produisant à l'intérieur et entre les niveaux de l'organisation. En second lieu, beaucoup de problèmes écologiques, tels que l'échauffement global, le déboisement continental, la gestion régionale de l'eau et la détection du changement des structures agricoles ne peuvent pas être manipulés à une échelle unique d'observation. Une compréhension de la façon dont les processus

fonctionnent à diverses échelles spatiales et de la façon dont ils peuvent être liés à travers les échelles devient un but primaire en étudiant ces phénomènes complexes. Faire ainsi rend nécessaire la compréhension de l'effet d'échelle et d'agrégation sur des résultats statistiques et sur la modélisation et exige la dérivation des solutions appropriées pour faire face à ces effets.

## **b) Définition de l'échelle**

Dans un sens général, l'échelle se rapporte aux dimensions spatiales auxquelles des entités, les modèles, et les processus peuvent être observés et caractérisés (Marceau, 1999).

Marceau (1999) définit également l'échelle, dans le cadre absolu, en tant qu'opérationnelle et se rapporte à un système pratique et standard employé pour diviser l'espace géographique dans les unités spatiales opérationnelles. Des exemples sont fournis par l'utilisation des échelles cartographiques standard, les résolutions numériques prédéfinies de télédétection, le recensement et les appareils administratifs, et n'importe quel système de division de zonage ou spatial défini pour une étude particulière. De telles échelles constituent les plans de référence qui sont employés pour localiser avec précision des objets dans l'espace et pour exprimer leurs rapports topologiques.

Dans le cadre relatif, l'échelle devient une variable intrinsèquement liée aux entités spatiales, aux modèles, aux formes, aux fonctions et aux processus. L'échelle peut alors être définie comme la fenêtre à travers laquelle l'investigateur choisit de regarder le monde (Marceau, 1999). Par conséquent, il est plus difficile de définir les échelles spatiales dans l'espace relatif que ceux dans l'espace absolu comme utilisées dans la cartographie et la télédétection (Meentemeyer, 1989). Intuitivement, nous savons que le choix de l'échelle doit être lié au phénomène observé et les questions étant posées à son sujet. Cependant, il n'y a aucune méthode évidente pour déterminer cette fenêtre idéale, ni une échelle simple n'est suffisante pour étudier les phénomènes qui sont des hiérarchiques inhérentes à l'espace (Marceau et al, 1994).

## **c) Transfert d'échelle « *scaling* »**

Selon Jarvis (1995), « *Scaling* » (transfert d'échelle) signifie transférer les données ou l'information à partir d'une échelle à l'autre. « *Upscaling* » consiste à prendre l'information à une petite échelle pour faire dériver des processus à de plus grandes échelles, alors que « *downscaling* » consiste à décomposer l'information à de plus petites échelles.

*“Scaling means transferring data or information from one scale to another. Upscaling consists of taking information at smaller scales to derive processes at larger scales, while downscaling consists of decomposing information at one scale into its constituents at smaller scales (Jarvis, 1995)”.*

Trois problèmes majeurs à résoudre dans le processus de transfert d'échelle « *upscaling* », envers des unités spatiales plus larges, se rapportent : (1) au développement d'économie de sous-région au moyen de la différenciation du vecteur de prix à la ferme des inputs et des outputs selon la localisation géographique; (2) au développement d'une typologie d'exploitation et modéliser les interdépendances entre les exploitations types qui se reproduisent via le marché de travail et de terre; (3) à la réponse des prix, c'est-à-dire la diminution des prix provoquée par l'augmentation de l'offre.

Dans notre cas, l'échelle d'étude est le niveau régional, en effet et comme on l'a déjà avancé, le changement structurel ne peut être détecté qu'à des niveaux d'échelle élevés, ceci nous pose le problème de l'exploitation représentative qu'il est important de comprendre.

### ***B - L'exploitation-type et le problème d'agrégation***

Le problème d'agrégation dans les modèles provient de la pratique nécessaire de grouper les exploitations individuelles dans une région donnée dans un ensemble d'exploitations représentatives. Il est bien évident

qu'il ne saurait être question de construire un programme linéaire pour chaque exploitant à cause des limitations des données, des capacités humaines et financières et des logiciels informatiques.

Selon Malinvaud, l'agrégation est essentiellement une « méthodologie de la représentation utile » (Boussard, 1970 cité par Abbes, 2005), c'est-à-dire remplacer un modèle compliqué par un modèle plus simple, en tous cas moins volumineux, espérant qu'il fournira la même information. L'agrégation peut porter sur les producteurs, les productions, le temps ou/et l'espace.

Pour ce faire, on définira des types d'exploitations, que l'on pourra représenter chacun par un programme particulier et que l'on substituera à un plus ou moins grand nombre d'unités individuelles. De plus, à l'intérieure même du modèle d'exploitation, on peut se placer à un niveau d'agrégation plus ou moins élevé selon la nature des contraintes que l'on décide de prendre en compte, et la finesse avec laquelle on distingue les unes des autres des différentes activités (Abbes, 2005).

Day (1963), a montré que pour construire un modèle agrégé sur la base d'exploitation type, seules les exploitations qui satisfont les trois conditions d'homogénéité peuvent être regroupées ensemble si l'on veut minimiser le biais d'agrégation (Hazell et Norton, 1986):

Une première condition concerne « l'homogénéité technologique » que doivent avoir toutes les exploitations réunies dans un même groupe (type), c'est-à-dire que chaque ferme a les mêmes possibilités de production, les mêmes ressources, les mêmes contraintes, les mêmes technologies et les mêmes capacités de gestion.

La deuxième condition appelée « la proportionnalité pécuniaire » stipule que chaque producteur, dans un même groupe d'exploitations, ait des attentes de revenus de ses activités proportionnelles aux attentes moyennes du groupe.

La troisième condition introduit, entre les exploitations réunies dans un même groupe, une proportionnalité « institutionnelle », c'est-à-dire que le vecteur de contraintes du modèle de chaque ferme doit être proportionnel au vecteur de contrainte de l'exploitation représentative.

Ces conditions sont évidemment assez fortes et doivent normalement suffire pour minimiser le biais d'agrégation.

Boussard (1970) cité in Abbes (2005), dans une tentative de généralisation de ces conditions, suggère que le niveau des activités dans le modèle agrégé soit la somme du niveau des activités dans chacun des modèles individuels, et que les valeurs duales du modèle agrégé soient les moyennes pondérées des valeurs duales des modèles individuels.

### ***C- Problème d'agrégation dans les modèles de programmation : problème pratique***

La procédure d'agrégation présente certaine difficulté pragmatique, vu que deux exploitations agricoles quelconques ne sont pas en général dans les conditions requises pour l'application de cette démarche.

Comme on a vu précédemment, les conditions pour corriger mathématiquement l'agrégation dans les modèles de programmation sont très rigoureuses et par conséquent jamais rencontrées en réalité (Theil, 1954, Day, 1963, Paris et Rausser, 1973).

Certains auteurs ont essayé de surmonter virtuellement le problème d'agrégation en argumentant que l'intérêt dans les recherches empiriques est moindre sur la correction mathématique que sur la découverte des solutions pratiques à l'échange entre le degré de perte de représentativité et de détail par suite de l'agrégation et la valeur analytique et l'utilité du modèle (Jansen et Stoorvogel, 1998). Cependant, d'autres ont pris un chemin différent indiquant que les conditions comme originellement formulées par Day (1963) exemple ; homogénéité technologique, proportionnalité institutionnelle (contraintes) ou proportionnalité pécuniaire (revenu) peuvent être trop restrictives. Par exemple, Miller (1966) montre que

les conditions de Day de la proportionnalité institutionnelle exacte (si les exploitations diffèrent pour une ressource avec un certain ratio, il faut qu'elles diffèrent dans toutes les autres ressources avec le même ratio) sont inutilement sévères, et qu'il est suffisant quand le rang des ratios des ressources des exploitations individuelles dans un groupe particulier d'exploitations représentatives est tel que les activités dans la solution optimale soient les mêmes pour toutes les exploitations dans ce groupe. Ceci est équivalent au fait de déclarer que le vecteur de solution duale est le même pour toutes les exploitations dans ce groupe (Lee, 1966). Paris et Rausser (1973) ont franchi une étape de plus, en montrant que ni les proportionnalités des contraintes ni les proportionnalités du revenu ne sont strictement nécessaires pour une agrégation parfaite. Cependant, les conditions de Lee (1966) ainsi que de Paris et Rausser (1973) sont des solutions spécifiques et, donc, n'ont pas des implications pratiques pour la classification des exploitations (Hazell et Norton, 1986).

Puisque les critères théoriques pour atteindre zéro biais d'agrégation ne sont pas utiles en pratique, les modélisateurs essaient toujours de réduire les erreurs d'agrégation (plutôt que de chercher l'agrégation exacte) en traduisant les critères théoriques en un petit nombre de règles simples pour minimiser le biais d'agrégation (Fisher, 1969). Par exemple, Buckwell et Hazell (1972) suggèrent que, dans les endroits avec un climat homogène, il suffit de grouper les exploitations individuelles seulement sur la base de leurs ratios de dotation en ressources ou même selon la ressource la plus limitée uniquement comme le déclare Frick et Andrews (1965).

Jansen et Stoorvogel (1998), citant Bell et al., (1982) et Schipper (1996), affirme que le biais d'agrégation va être relativement faible sous les conditions d'homogénéité technologique et la proportionnalité du revenu s'ils sont combinés avec un certain degré d'échange de facteur (de travail et de terre) entre les exploitations représentatives.

Ainsi, en pratique, il faut donc consentir à admettre des erreurs d'agrégation et à grouper les exploitations en classes qui ne satisfassent qu'approximativement les exigences précédemment citées. Les critères d'agrégation se réduisent, alors, à grouper des fermes selon quelques règles simples (Hazell et Norton, 1986, in Abbas, 2005) :

- ❑ des proportions semblables dans les dotations en ressources : on fera le choix d'un facteur sur lequel seront basées les relations de proportionnalité (le plus souvent la dotation en terre, ce qui implique de regrouper les fermes par classe de taille). Cette première règle permet d'identifier les fermes qui utilisent des techniques plus ou moins capitalistiques ou plus ou moins mécanisées.
- ❑ des rendements similaires : ce qui implique de séparer par exemple les fermes irriguées et celles qui ne le sont pas dans des classes différentes. Elle signifie aussi qu'il faut prendre en compte les différences de climat, de terre, de pente, etc.
- ❑ des technologies comparables : ce qui signifie un classement des fermes selon les cultures dominantes et les systèmes de production.

Plusieurs autres critères peuvent également être pris en compte pour la définition de groupes homogènes de producteurs : la distance par rapport au canal d'irrigation, la proximité de centres de commercialisation, etc. Cependant, Jansen et Stoorvogel (1998) ont montré que le biais d'agrégation dû au coût de transport n'est pas significatif et n'affecte pas l'utilisation de la terre et par suite le changement structurel.

Les échelles de temps et d'espace investiguées restreignent fortement le choix du modèle de représentation de la diversité des structures agricoles. Ce modèle doit en effet répondre à une double contrainte : (i) il doit caractériser la diversité des exploitations de la région sélectionnée, qui est dans notre cas d'application le Midi-pyrénées ; (ii) il doit constituer un référentiel à peu près stable sur la période étudiée, de manière à permettre l'analyse des évolutions d'exploitations. Compte tenu de ces éléments, nous choisissons d'utiliser la classification européenne des orientations technico-économiques

des exploitations (OTEX)<sup>11</sup> qui différencie les exploitations selon la contribution des différentes spéculations à la constitution d'une marge brute standard (MBS). Elle est renseignée dans les recensements agricoles de 1988 et 2000, ainsi que dans les enquêtes de structure des exploitations en ce qui concerne les années intermédiaires, ce qui correspond à notre période d'étude.

## 2- Les modèles utilisés pour capter le changement structurel des exploitations agricoles

Les modèles de simulation du changement structurel agricole s'inscrivent dans la famille des modèles dynamiques. Ce sont donc des outils et techniques d'analyse qui permettent *à priori* d'étudier les causes et les conséquences de l'évolution des structures agricoles dans le but d'une meilleure compréhension de cette dernière (Corgne, 2004). Ce type de modèle doit donc permettre de prendre en compte un ensemble complexe de paramètres socio-économiques qui influencent le rythme et la nature des changements des structures afin de pouvoir simuler ces changements et leurs conséquences sur le territoire.

De multiples modèles ont été développés pour produire des simulations de l'évolution des structures des exploitations (Briassoulis, 1999). Parker *et al.* (2003), dans une synthèse non exhaustive, distinguent sept grandes catégories de modèles, qui peuvent être classés en fonction de leur approche d'analyse.

D'une façon générale, on peut distinguer les approches non approximatives des approches «approximatives» ou incertaines (Parra, 1997).

### A - L'approche non approximative

Plusieurs approches de modélisation prédictive, que l'on peut qualifier de « non approximatives » par opposition aux méthodes dites approximatives, ont été développées et appliquées dans le domaine agricole (Parra, 1997). Ces approches qui présentent différents modes d'exploitation et de représentation des connaissances, reposent sur des principes mathématiques très différents à savoir :

- Le principe empirique

Déduit des tendances observées à l'intérieur d'un ensemble de données, le principe empirique part du postulat que ces tendances ne vont pas changer dans le temps.

- Le principe mécaniste

Il est basé sur la connaissance du fonctionnement d'un système. Les différents processus qui composent le système sont modélisés indépendamment à l'aide de formules qui décrivent une loi ou une règle (Bracker, 1996 cité in Corgne, 2004).

- Le principe systémique

Ce principe comprend des modèles de description mathématique de plusieurs processus simultanés et de leurs interactions. Ces modèles soulignent l'importance de ces interactions et considèrent plusieurs processus comme un seul système. C'est le cas des réseaux sémantiques, comme les réseaux de neurones. Ils sont souvent représentés par des graphes étiquetés dans lequel les nœuds figurent des objets ou des concepts et les arcs étiquetés souvent des relations entre concepts. Ils constituent ainsi un moyen de structuration des bases de connaissances et des faits, aspect particulièrement important quand elles sont de

---

<sup>11</sup> OTEX : C'est une classification européenne des exploitations. Elle est déterminée en deux temps : D'abord on calcule d'abord la marge brute standard (MBS) de l'exploitation par valorisation des superficies et des effectifs de cheptel présents relevés lors du passage de l'enquêteur. La MBS mesure la dimension économique de l'exploitation et s'exprime en unité de dimension européenne (UDE). Une UDE équivaut à 1 200 écus ou 1,5 hectares d'équivalent blé. Ensuite on affecte ensuite l'exploitation dans une classe d'orientation technico-économique, en fonction de la part de la MBS apportée par les différentes productions.

grande taille. C'est également le cas des modèles de simulation dynamique d'écosystèmes qui s'intéressent à décrire le plus fidèlement les composantes qui font partie du système.

L'objectif de ces modèles est de prendre en compte l'ensemble des variables clés et leurs interactions. Leur principale limite est qu'ils sont très liés aux spécificités géographiques des sites sur lesquels ils s'appliquent et demeurent donc difficilement transposables à d'autres espaces.

### ***B - L'approche approximative***

Cette approche introduit le concept de l'incertitude ; en effet, le raisonnement et la mise en place de modèles reposent souvent sur des connaissances et des bases de données imparfaites ou imprécises. D'où pour établir des scénarii prédictifs les plus fiables possibles les procédures d'estimation doivent donc prendre l'incertitude et/ou l'imprécision dans les bases de données. Concevoir de telles procédures implique de sortir des approches classiques de la logique mathématique et de s'orienter plutôt vers des approches qui intègrent le flou, l'imprécision et l'incertitude dans leur processus de modélisation. Cela exige de définir une représentation de l'incertitude et de l'imprécision, de choisir des procédures de raisonnement qui prennent en compte ces aspects tout en les propageant au cours des étapes du raisonnement afin de pouvoir les qualifier et les quantifier dans les résultats.

### ***C - Les modèles reposant sur une approche « non- approximative »***

#### **a) Les modèles mathématiques**

Plusieurs modèles sont quelque part mathématiques, mais certains sont spécialement ainsi, du fait qu'ils sont basés sur une ou plusieurs équations mathématiques qui recherchent une solution d'équilibre. Ils reposent sur les théories de la croissance pour simuler un phénomène étudié, modéliser le niveau de complexité des changements d'occupation du sol (Bontkes et van Keulen, 2003).

Egalement, une variante de tels modèles est basée sur la programmation linéaire (Howitt, 1995). Ces modèles sont généralement combinés avec d'autres techniques de modélisation, exemple le système d'information géographique SIG (Chuvieco, 1993).

#### **b) Les modèles statistiques**

Ils sont communément utilisés en modélisation de l'évolution de l'occupation du sol (Ludeke *et al.*, 1990). Ils tentent d'identifier explicitement les causes des changements de couverture végétale des sols en utilisant par exemple des analyses multi-variées des contributions exogènes possibles (critère physique, économique,...) afin de dériver de manière empirique le rythme et le niveau du changement.

Parmi les techniques utilisées, citons les régressions logistiques multiples souvent appliquées avec succès pour les études des relations causales des politiques de paiements sur la productivité et l'ajustement des structures agricoles (Ahearn *et al.*, 2002 et 2004). Une des difficultés des modèles statistiques pour la simulation du changement structurel tient à leur incapacité de gérer la variabilité spatiale dans le processus de changement d'occupation du sol (Serneels et Lambin, 2001). Pour pallier à cette déficience, différents modèles de paramétrage ont été développés pour prendre en compte les différents processus de changement qui interagissent sur un même territoire (Lambin *et al.*, 1994).

#### **c) Les modèles d'évolution**

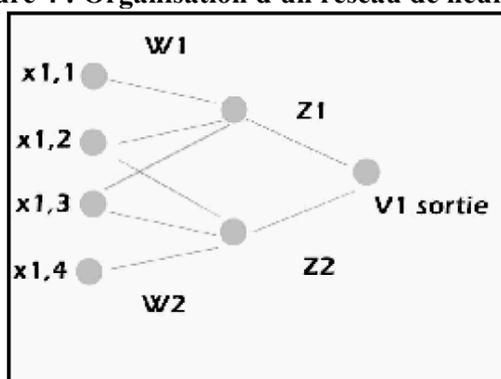
Ces modèles reposent sur les réseaux neuronaux. Un réseau de neurones est « une méthode de calcul inspirée par les études du cerveau humain et des systèmes nerveux. Il se compose d'éléments de traitement interconnectés (neurones) travaillant conjointement pour résoudre un problème spécifique » (Chiari *et al.*, 2002 cité dans (Corgne, 2004)).

Les réseaux de neurones sont organisés en couches composées d'un certain nombre de neurones interconnectés qui contiennent une fonction d'activation (figure 4).

Des entrées sont présentées au réseau par l'intermédiaire de la couche d'entrée, qui les communique aux couches cachées où le traitement s'effectue en utilisant des connexions pondérées.

Puis, les couches cachées transmettent la réponse à la couche de sortie. Un des aspects originaux des réseaux de neurones est son approche inductive qui permet de partir des conclusions pour déterminer les prémisses de règle (Corgne, 2004).

Figure 4 : Organisation d'un réseau de neurones



Source : Chiari et al., (2002) cité dans (Corgne, 2004)

#### d] Les modèles cellulaires

Les automates cellulaires (Cellular Automata / CA) (Balmann, 1997; Berger, 2001) peuvent être considérés comme des outils informatiques de modélisation de type « individu-centré » pour laquelle on considère l'inscription des comportements des individus au niveau d'entités spatiales élémentaires appelés « cellules ».

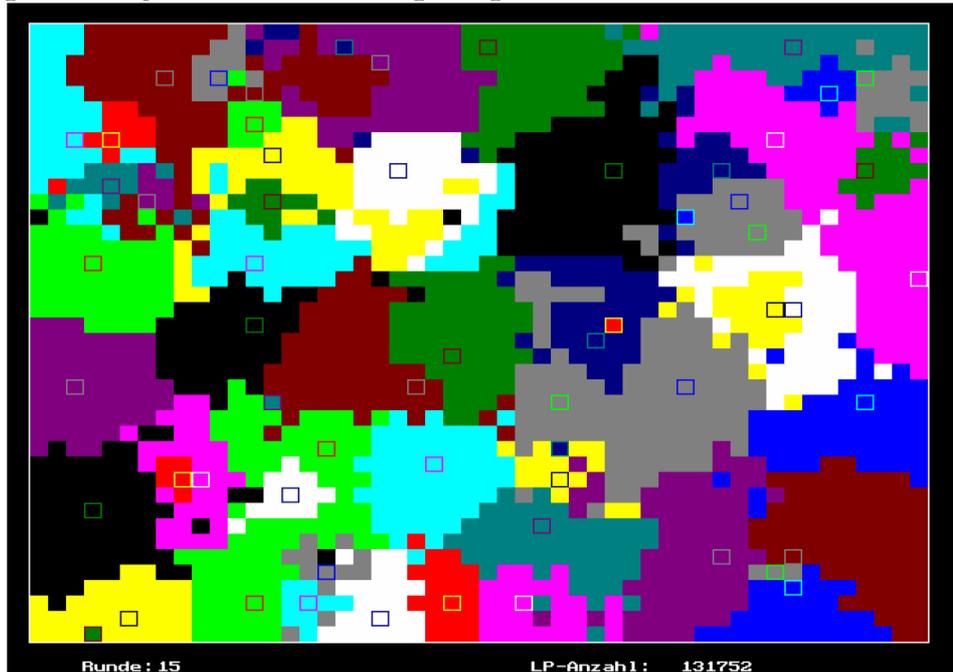
L'environnement spatial du système est dans ce cas représenté par une grille de cellules dont le modélisateur définit les règles d'évolution selon le principe de l'autocorrélation spatiale et temporelle.

L'état d'une cellule (qui peut correspondre par exemple à une exploitation agricole) au temps  $T + 1$  dépendra ainsi de l'état de cette cellule et de son voisinage au temps  $T$ . La dynamique du système repose ainsi sur les interactions locales entre les entités spatiales voisines. Balmann, (1997) utilise un modèle d'automate cellulaire spatial et dynamique (figure (5)), il considère 225 exploitations agricoles, supposées en concurrence et réagissant de façon individuelle, pour expliquer que les faibles coûts des actifs peuvent causer la persistance des structures de petite taille dans les régions à dominance exploitations familiales.

Les automates cellulaires intègrent de ce fait les interactions sociales de manière agrégée au niveau des entités spatiales ce qui implique une homogénéité des comportements individuels et que seules les relations de voisinage entre les cellules sont étudiées de manière interactive.

Cette approche qualifiée de « sur-spatialatrice » par Bonnefoy et al. (Bonnefoy et al., 2001) met en évidence la difficile prise en compte des interactions sociales entre les entités d'un système.

**Figure 5 : Représentation d'une région agricole comme étant un automate cellulaire**



Source : Balmann, (1997)

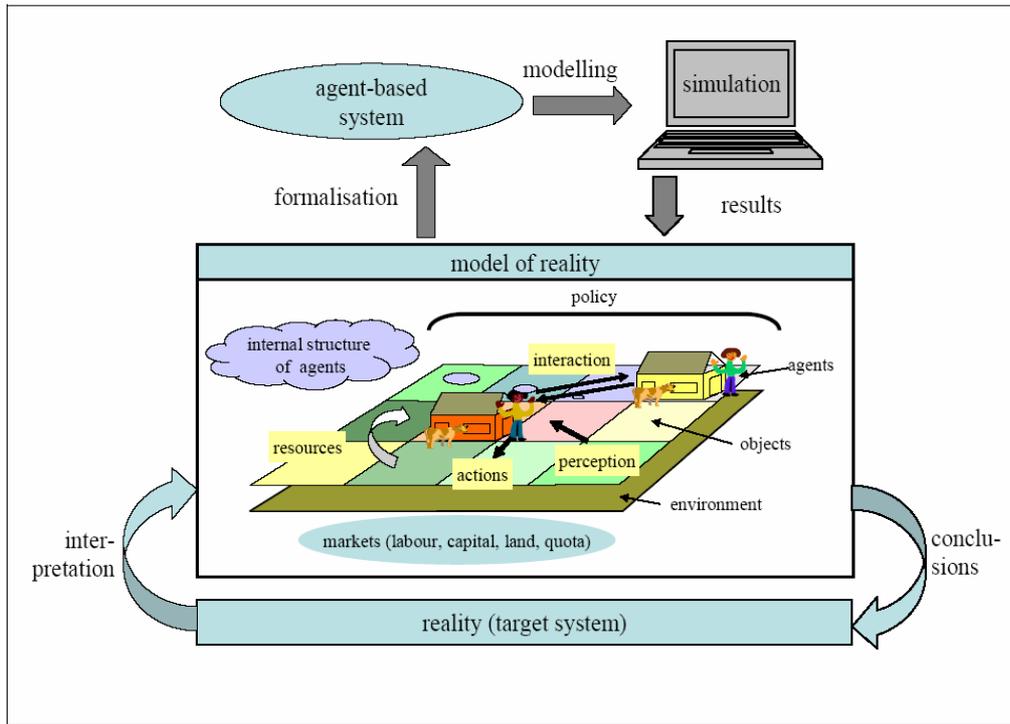
### e] Les modèles multi-agents

Ils sont « constitués d'un ensemble d'agents autonomes et indépendants en interaction, qui coordonnent leurs actions dans un environnement et forment une organisation artificielle » (Ferber, 1995).

Comme pour les automates cellulaires, les systèmes multi-agents (SMA) relèvent de l'Intelligence Artificielle Distribuée et visent à résoudre un problème ou simuler un événement en le découpant en tâches spécifiques qui sont simultanément traitées par un ensemble de règles de calcul. Les deux grands domaines d'application des SMA sont la résolution de problèmes informatiques et la simulation de systèmes complexes.

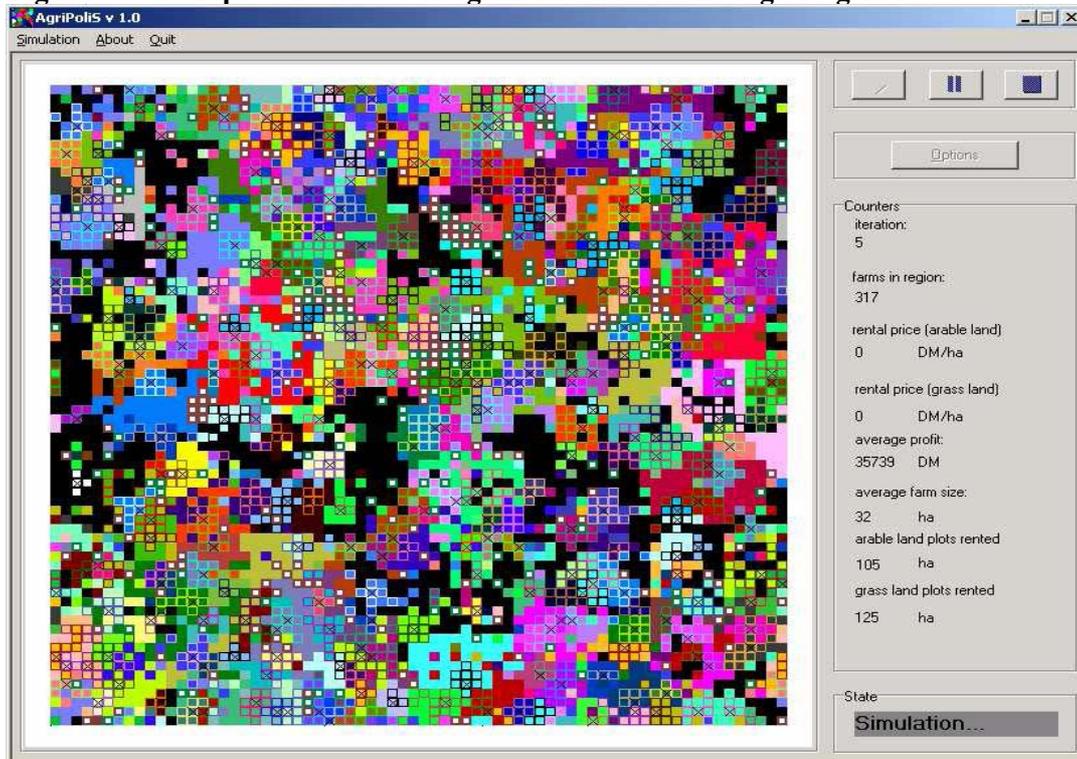
Appliquée à la modélisation de l'évolution des structures agricoles, les SMA se concentrent généralement sur les comportements humains. Happe et al., (2004) ont développé un modèle « Agent-Based » (figure (6)) appelé « AgriPoliS » qui se base sur les systèmes d'information géographique (SIG) et définit l'espace par une grille de cellules (grid of cells) (Figure (7)), les cellules étant homogènes et respectent certaines caractéristiques spécifiques à chacune d'entre elles. Ces modèles sont donc souvent combinés avec d'autres types de modèles pour simuler l'évolution de l'occupation du sol afin d'inclure l'aspect spatial dans le processus de modélisation.

**Figure 6 : Représentation Agent-Based d'un système agricole**



Source : Happe *et al.*, (2004)

**Figure 7 : Une représentation d'une grille idéalisée d'une région agricole**



Source : Happe *et al.*, (2004)

## ***D - Les modèles reposant sur une approche « approximative »***

### **a) Les modèles experts**

Ils combinent des dires d'experts avec des techniques de probabilité non fréquentistes (la probabilité est alors vue comme une mesure du degré de confiance que l'on peut avoir vis-à-vis de tout événement incertain) comme les modèles probabilistes bayésiens ou le modèle issu de la théorie des évidences de Dempster-Shafer (Corgne, 2004). Ils comprennent également des modèles qui associent les dires d'expert à des approches d'intelligence artificielle, tels que les systèmes experts et les systèmes à base de connaissances (Lee *et al.*, 1992 in Parker *et al.*, 2003). Ces modèles expriment des connaissances qualitatives de façon quantitative, en permettant de déterminer où les changements sont susceptibles de se produire. Le problème principal des modèles experts est qu'ils nécessitent de prendre en compte tous les aspects du problème considéré (Parker *et al.*, 2003), ce qui limite souvent leur usage à des sites de taille réduite.

### **b) Les modèles de Markov**

La théorie des chaînes de Markov a pour objectif de prendre les décisions optimales dans un monde incertain. Les chaînes de Markov étudient, à partir de probabilités, le processus d'évolution d'un ensemble d'états évoluant dans le domaine spatial, temporel ou de la fréquence. Un processus d'évolution est dit markovien si la probabilité d'observation de l'état est tributaire d'un nombre fini de ses voisins, qu'ils soient de type spatial ou temporel. Si l'état constaté à l'instant « T » ne dépend que de l'état précédent, il est identifié alors comme étant un modèle de premier ordre. S'il dépend de plusieurs états antécédents, on parlera dans ce cas d'un modèle markovien d'ordre supérieur (Parra, 1997). Les paramètres de sortie du modèle sont donc les probabilités de transition entre deux états qui peuvent être analysées statistiquement à partir d'un échantillonnage de données. Les types de changement identifiés entre les états doivent donc être les plus précis possibles pour une estimation correcte des éléments composant la matrice.

L'avantage principal des chaînes de Markov repose sur la relative simplicité des paramètres qui consistent à la création d'une matrice composée des probabilités de transition d'un état à un autre.

De plus, l'introduction des modèles de Markov non stationnaires a permis d'expliquer ces probabilités de transition par des variables exogènes définies comme facteurs susceptibles d'affecter le changement des structures agricoles.

Les modèles de Markov peuvent être combinés avec les automates cellulaires (CA) pour modéliser le changement d'occupation du sol comme démontré par les modèles joints CA-Markov (Balzter *et al.*, 1998).

Concernant l'application des modèles de Markov à la modélisation du changement structurel des exploitations agricoles on cite le travail pionnier de Zepeda (1995 a,b) sur la transition non-stationnaire de la distribution de la taille des exploitations laitières dans l'état de Wisconsin (USA). Egalement, Karantininis (2001) a estimé le changement structurel dans l'industrie du porc du Danemark en utilisant un modèle de Markov. L'impact d'un ensemble de variables exogènes (prix de la viande de porc, les inputs et les substitues de porc) sur les probabilités de transition a été évalué sous forme d'élasticité.

Jongeneel (2002) a analysé l'impact des politiques laitières (quota laitier) sur la distribution de la taille des exploitations laitières hollandaises, et simulé l'impact d'une politique laitière alternative de l'Union Européenne à l'horizon 2014/2015. De plus, dans un travail très récent, Jongeneel (2005) a comparé la distribution dynamique de la taille des exploitations pour la Hollande, l'Allemagne, la Pologne et la Hongrie.

Enfin, certains modèles sont dits hybrides car ils combinent deux ou plusieurs de ces catégories de modèles. On cite, par exemple, le travail de Paegelow *et al.*, (2004) qui combine trois méthodes de

modélisation prospective : approche SIG, modèle de Markov et réseaux neuronaux pour analyser les dynamiques spatio-temporelles de l'occupation du sol.

### 3 - Le choix du modèle : la chaîne de Markov comme un outil de modélisation dynamique du changement structurel

Le déclin dans le nombre des exploitations et la conséquente augmentation dans la moyenne de leurs tailles ont occupé la littérature économique pour très longtemps. La question « qu'est ce qui détermine la dynamique des tailles des exploitations » est également une caractéristique clé dans l'analyse des politiques. Ceci devient de plus en plus important dans l'agriculture, où le nombre des exploitations a diminué radicalement durant la dernière décennie, tandis que leurs tailles ne cessent d'augmenter.

Le processus de Markov à temps discret a souvent été utilisé comme un outil approprié pour décrire le mouvement des variables économiques dans le temps (Lee et al., 1977). Ce modèle s'est avéré particulièrement utile étant donné que les chercheurs avaient très rarement le luxe des données micro sur des séries longitudinales décrivant le mouvement des individus entre les différents états. C'est plutôt les données agrégées des catégories de taille finies (Etats de Markov/ Markov states) pour les périodes concernées qui sont disponibles. Plus particulièrement, dans le cas du secteur agricole, les données sont d'habitude des évolutions de taille agrégées des recensements agricoles. Le problème pour les chercheurs est d'analyser le mouvement des exploitations individuelles entre les différentes catégories de taille étant donné cette information agrégée.

Basées sur la loi de Gibrat, qui est souvent utilisée pour étudier les distributions des tailles et des taux de croissance des entreprises et qui stipule que la croissance d'une entreprise est indépendante de sa taille (Evans, 1987), les études sur l'évolution des tailles des exploitations se sont reposées initialement sur des modèles stochastiques très simples. En effet, dans la plupart des premières applications, le processus de Markov adopté était purement stochastique et la matrice des probabilités de transition<sup>12</sup> (*Transition Probability Matrix / TPM*) est supposée être constante dans le temps, d'habitude appelée « modèle de Markov stationnaire » (Adelman, 1958 ; Padberg, 1962 ; Lee et al., 1977 et Oustapassidis, 1986 cité in Jongeneel, 2002). Cependant cette approche néglige l'impact de l'environnement sur les structures des exploitations ainsi que sur le comportement de l'exploitant comme réponse à certains facteurs. En effet, les probabilités de transition peuvent varier dans le temps, ce qui nous donne ce qu'on appelle « la matrice des probabilités de transition non stationnaire<sup>13</sup> (*Non-Stationary transition probability matrix / NSTPM*), ajoutant de cette façon un élément déterministe dans le processus de Markov (basé sur l'approche déterministe de la croissance des entreprises, Lucas, 1978 et Jovanovic, 1987) sous la forme d'une relation systématique avec un ensemble de variables exogènes (Telser, 1963<sup>14</sup> et Hallberg, 1969<sup>15</sup> où il y a eu les premières tentatives (Karantininis, 2001)).

La plupart des études qui utilisent la NSTPM ont recours à plusieurs suppositions de distributions paramétriques ainsi que d'autres restrictions. Les techniques d'estimation traditionnelles font défaut, ou nécessitent de grandes restrictions parce que les paramètres estimés doivent satisfaire les suppositions de probabilités (non négativité, additivité). Par exemple, certains auteurs utilisent les estimateurs MCO (moindre carrée ordinaire) qui nécessitent des restrictions de grande qualité sur les paramètres (Telser, 1963 et Hallberg, 1969), ou des restrictions inégales (Lee et al., 1977). D'autre part, MacRae (1977) suggère une transformation Logit, qui satisfait automatiquement les contraintes probabilistes (Zepeda, 1995a,b). Les deux approches souffrent du problème de dimensionnalité et les chercheurs sont restreints dans le choix des variables exogènes qui vont être utilisées, particulièrement si on pense que différentes variables peuvent être utilisées pour différents éléments de la NSTPM (Telser, 1963 ; Hallberg, 1969 ;

---

<sup>12</sup> Dans la suite de notre travail, nous utiliserons le signe TPM pour désigner la matrice des probabilités de transition (*Transition Probability Matrix*)

<sup>13</sup> Nous utiliserons, dans ce qui suit, le signe NSTPM pour indiquer la matrice des probabilités de transition non stationnaire (*Non-Stationary transition probability matrix*).

<sup>14</sup> Dans son travail, le choix de la marque des cigarettes

<sup>15</sup> Dans une étude sur les produits laitiers frigorisés

MacRae, 1977 ; Zepeda 1995a,b et Karantininis, 2002). Pour pallier à cette limite, certains autres auteurs comme Karantininis (2001) et Jongeneel (2002) ont utilisé le Maximum d'entropie généralisée (Generalised Maximum Entropy\ GME), qui provient originalement de la théorie de l'information de Shanon, (1948) et Jaynes, (1957a,b). Le maximum d'entropie généralisée et l'entropie croisée (cross entropy) sont formalisés par Golan, Judge et Miller (1996), et leurs extensions au Logit multinomial ont été faites par Golan et Perloff (1997).

Dans notre travail, on va se baser sur l'approche d'entropie croisée et généralisée (*generalised cross entropy* / GCE)<sup>16</sup> développée par Golan et Vogel (2000), Courchane et al. (2000), et améliorée par Karantininis (2002) et Jongeneel (2002). L'approche GCE est utilisée pour estimer les coefficients des effets des variables exogènes sur les probabilités de transition soit en imposant une forme fonctionnelle spécifique (linéaire) soit également en se basant sur un estimateur de variables instrumentales de la GCE pour éviter d'imposer une forme fonctionnelle qui pourrait avoir un impact sur les résultats. Cette approche nous permet d'utiliser un ensemble étendu de variables explicatives. L'impact de chaque variable sur les probabilités individuelles et les catégories de taille est évalué sous la forme d'élasticité d'impact.

## A - Définitions

### - Le processus de Markov

Un processus de Markov est un processus stochastique  $X_t$  dont l'évolution future  $\{X_s : s > t\}$  ne dépend de son passé  $\tau$  qu'à travers son état à l'instant  $t$  :

$$\forall s > t > \tau \in T, \quad \mathbb{P}(X_s \mid X_t : \tau \leq t) = \mathbb{P}(X_s \mid X_t)$$

Où  $\mathbb{P}(X_s \mid X_t)$  désigne la loi de  $X_s$  sachant  $X_t$ . Cette définition signifie que, pour le futur, l'histoire du processus jusqu'à un instant  $t$  est entièrement résumée par son état à l'instant  $t$  ; ou encore que le présent étant connu, le futur est indépendant du passé (Jean-Marie et Nain, 1999).

### - Chaîne de Markov

Une chaîne de Markov est un processus de Markov pour lequel  $X$  et  $T$  sont finis ou dénombrables. Une chaîne de Markov est donc un processus de Markov à temps discret. (Jean-Marie et Nain, 1999).

En notant  $i_1, i_2, \dots$  les états contenus dans  $X$ , nous avons :

$$\mathbb{P}(X_s = i_s \mid X_0 = i_0, \dots, X_t = i_t) = \mathbb{P}(X_{t+1} = i_{t+1} \mid X_t = i_t)$$

La loi d'une chaîne de Markov est donc entièrement déterminée par les probabilités initiales  $P_0(i) = \mathbb{P}(X_0 = i)$  et les probabilités de transition :

$$P_{t,t+1}(i,j) = \mathbb{P}(X_{t+1} = j \mid X_t = i)$$

## B - Modèle de Markov stationnaire

On suppose que les exploitations sont divisées selon leur taille en  $j$  catégories et on note par  $x_{jt}$  le nombre de ferme dans la  $j^{\text{ième}}$  catégorie de taille ( $j = 1, \dots, J$ ) à l'instant  $t$ . Alors la chaîne de Markov peut s'écrire (Jongeneel, (2002)) :

$$x_{j,t+1} = \sum_{i=1}^J p_{it} x_{it} ; \quad j=1, \dots, J \text{ et } i \subset j$$

<sup>16</sup> Dans la suite du document, l'entropie croisée et généralisée (*generalised cross entropy*) sera souvent désignée par le signe GCE.

Où  $P_{ij}$  est la probabilité de transition d'une exploitation de taille  $i$  à l'instant  $t$  à la taille  $j$  à l'instant  $t+1$ . Le nombre total des exploitations existantes au temps  $t$ ,  $X_t$ , est égale à la somme du nombre de fermes dans chaque catégorie ( $X_t = \sum_{i=1}^I X_{it}$ ). L'équation à notation matricielle peut être exprimée par :

$$x'(t+1) = P'x(t) + u(t)$$

Où  $x(t) = (x_{1t}, \dots, x_{St})'$  est un vecteur de proportions de dimension  $K \times 1$  c'est-à-dire que le  $k^{\text{ième}}$  élément de  $x(t)$  représente la proportion des individus (dans notre application les exploitations de grandes cultures) se trouvant dans le  $k^{\text{ième}}$  état de Markov (c'est à dire catégorie de taille) à l'instant  $t$ <sup>17</sup>. Où  $x(t+1)$  est le  $(K \times 1)$  vecteur des proportions correspondant à l'instant  $t+1$ .  $P = (P'_1, P'_2, \dots, P'_K)$  est la  $(K \times K)$  matrice des probabilités de transition (TPM) avec chaque vecteur  $P'_i = (p_{1i}, p_{2i}, \dots, p_{Ki})$ . Enfin,  $u(t)$  est un vecteur d'erreurs de dimension  $(K \times 1)$ .

$$\begin{pmatrix} x_1(t+1) \\ x_2(t+1) \\ \vdots \\ x_K(t+1) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x'(t) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & x'(t) & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & x'(t) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} P'_1 \\ P'_2 \\ \vdots \\ P'_K \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_1(t) \\ u_2(t) \\ \vdots \\ u_K(t) \end{pmatrix}$$

$(K \times 1) \quad (K \times K^2) \quad (K^2 \times 1) \quad (K \times 1)$   
 $x_{T+1} = x_T p + u_T$

La matrice de probabilité est une matrice stochastique qui satisfait :

$$p_{ij} \geq 0 \quad \text{et} \quad \sum_{j=1}^K p_{ij} = 1$$

Pour résoudre ce problème en utilisant le Maximum d'Entropie Généralisée (*Generalised Maximum Entropy/GME*) on a besoin d'abord de paramétrer les erreurs  $u_T$  (Golan et al. 1996 et Karantininis, 2001). En effet, dans un monde réel, l'économiste peut être confronté à des données statistiques comprenant des erreurs. Le problème « Entropie Croisée » peut être aussi formalisé comme un système d'« erreurs dans les variables » dont les variables sont mesurées avec des bruits. Chaque élément  $u_{it}$  de  $u_T$  est défini tel que :

$$u_{it} = \sum_m^M v_m w_{itm}, \quad (4)$$

Où  $w$  est un vecteur de poids<sup>18</sup> (vector of weights), de dimension  $M$ , pour chaque  $u_{it}$  (sous forme de probabilités),  $v$  est un vecteur de support (vector of support) de dimension  $M$ .

Avec  $m$  l'ensemble des poids des erreurs dans les variables ( $m_{i,1}, m_{i,2} \dots$ )

Selon Golan et Vogel (2000), Golan et al., (1996) Courchane et al., (2000), et Karantininis (2001) le vecteur de support peut s'établir comme étant :

$$v = \left[ -1/K \sqrt{T}, \dots, 0, \dots, 1/K \sqrt{T} \right]' \quad (5)$$

<sup>17</sup>  $S$  : est le nombre total des groupes de taille (réellement existants) et  $K$  est également le nombre total des groupes de taille auquel on peut ajouter des groupes artificiels exemple celui des exploitations inactives ou (entrée/sortie).

<sup>18</sup> L'ensemble de probabilités des poids support ajoute la moindre quantité d'information pour être cohérents avec les données.

Autrement dit, les  $v$  définissent les bornes supérieures et inférieures de la distribution d'erreur.

En général, on peut introduire plusieurs  $v$  et  $w$  pour incorporer plus d'information à propos de la distribution des erreurs. En suivant le raisonnement Golan et Vogel (2000), nous avons utilisé leur spécification des poids  $w$  à savoir trois poids ( $m = \{1, 2, 3\}$ ).

En plus de l'évolution des tailles, un autre problème important apparaît et qui consiste à modéliser l'entrée et la sortie de l'exploitation de l'activité agricole. Le nombre des entrants potentiels estimés dans l'activité de production est connu avoir un effet important sur les projections (court terme) ainsi que sur les solutions d'équilibre, bien que ça n'affecte pas les proportions estimées de la baisse des exploitations actives dans chaque catégorie de taille (Stanton et Kettunen, 1967, cité par Jongeneel, 2002). En définissant « entrée/sortie » comme une catégorie additionnelle (soit disant correspondant avec l'état  $i = 7$ ) ça permet la modélisation de l'entrée et de la sortie des exploitations de l'activité de même que le changement dans la distribution de la taille des exploitations « actives » ou productives. Dans un environnement entièrement compétitif, le nombre d'exploitation dans la catégorie « inactives » ou « non productives » est indéterminé, mais on pourrait s'attendre qu'il soit large par rapport au nombre total des fermes « actives » (Stanton et Kettunen, 1967, cité par Jongeneel, 2002). Cependant, concernant le secteur « grande culture » et la nécessité d'avoir de plusieurs hectares de terre, les conditions d'entrée au secteur semblent être un facteur limitant. Ainsi, le nombre total des exploitations à la date initiale peut être utilisé comme un indicateur du nombre total des exploitations laissant entendre que le nombre des exploitations à l'état  $i = 7$  à cette date est 1 (Karantininis, 2002).

### ***C - Modèle de Markov non-stationnaire***

La forme non-stationnaire la plus simple est de supposer que la matrice des probabilités  $\mathbf{P}$  varie dans le temps et peut plutôt dépendre des situations économiques externes ainsi qu'internes à l'activité productive (Karantininis, 2001). Dans ce but, il est supposé que  $p_{ij}$  de l'équation (2) est une fonction d'un ensemble de variables explicatives, d'où :

$$\mathbf{x}(t+1) = \mathbf{P}'(t) \mathbf{x}(t) + \mathbf{u}(t) \quad (2a)$$

La matrice des probabilités de transitions non stationnaire est exprimée comme :

$$P_{ij}(t) = f_{ij}(z(t), \beta_{ij}) + e_{ij}(t) \quad (6)$$

Avec  $f_{ij}(\cdot)$  dénote une fonction générale reliant chaque élément de  $P_{ij}(t)$  à un vecteur de  $N$  variables exogènes  $z(t) = (z_1, \dots, z_n)$  ainsi qu'à un vecteur de paramètres  $\beta_{ij}$ .  $\mathbf{P}(t)$ , étant maintenant dépendante du temps, correspond à la matrice des probabilités de transition non-stationnaire (NSTPM).

La revue de la littérature renvoie à un nombre de variables susceptibles d'affecter les probabilités de transition à savoir les prix relatifs, le changement technologique, l'économie d'échelle, les dettes des exploitations, les variables politiques, les variables démographiques, les indicateurs reliés à l'emploi hors exploitation...etc. (Goddard et al., 1993 et Zepeda, 1995b).

### ***D - L'approche de la théorie d'informations pour rétablir les Probabilités de transition de Markov***

#### **a] Les estimateurs de l'entropie croisée généralisée (*generalised cross entropy* \ GCE) pour le modèle de Markov non-stationnaire**

Dans la littérature, on peut trouver deux principaux groupes d'approches pour estimer les probabilités de transition du modèle de Markov, selon la disponibilité des données micro et macro. Le premier utilise les estimateurs de moindres carrés avec des équations de restriction croisées pour estimer la matrice de probabilités non-stationnaire (Halberg, 1969). En effet, Telser (1963) muni de la technique de moindres carrés ordinaires (OLS) pour estimer la NSTPM pour le choix de la marque de cigarette, a montré que la

transition de probabilités dépend des prix et des dépenses publicitaires. Lee et al., (1977) ont développé un modèle de programmation quadratique où toute restriction appropriée peut être incorporée formellement. MacRae (1977) emploie une paramétrisation Logit du modèle, qui automatiquement satisfait les restrictions standard du modèle de Markov. Zepeda (1995a,b) utilise également une paramétrisation Logit Multinomial estimée par un estimateur de régression non linéaire.

Toutes ces approches ci-dessus rétablies pour calculer la NSTPM sont toujours basées sur de fortes suppositions paramétriques, telle que la distribution Logit. De plus, le problème est toujours sous déterminé- particulièrement quand on veut tester un grand nombre de variables explicatives.

Le problème est sous déterminé parce que, pour une matrice ( $K \times K$ ), on cherche à identifier  $K^2$  inconnus, des paramètres non-négatifs, c'est-à-dire les cellules d'une NSTPM. Cependant, il y a seulement  $(2K-1)$  restrictions indépendantes. En d'autres termes, ces restrictions doivent exister dans le problème d'estimation pour qu'on puisse avoir assez d'informations pour obtenir une solution unique et pour fournir assez de degrés de liberté.

L'approche « entropie croisée/CE » permet de pallier ce problème sous déterminé ; en effet, la philosophie de l'estimation « Entropie », en se basant sur un ensemble minimal de suppositions, utilise seulement toutes les informations disponibles du problème correspondant : la procédure d'estimation ne doit ni ignorer les informations disponibles ni ajouter de fausses informations.

Deux estimateurs alternatifs de la matrice des probabilités de transition non-stationnaire peuvent être utilisés, le premier suppose que chaque élément de NSTPM est exprimé comme étant une fonction linéaire d'un ensemble de variables explicatives, où leurs coefficients sont déterminés en utilisant GCE. Le second se base sur l'estimateur des variables instrumentales de l'entropie croisée généralisée (*Instrumental Variables Generalised Cross-Entropy Estimator*).

Le modèle statistique à estimer consiste en l'équation (2a) et (6)

$$x(t+1) = P'(t) x(t) + u(t) \quad (2a)$$

$$P_{ij}(t) = f_{ij}(z(t), \beta_{ij}) + e_{ij}(t) \quad (6)$$

Et  $x(t)$  le vecteur des proportions, obtenu après la normalisation des nombres d'exploitations dans chaque classe de taille  $n_{it}$  par le nombre maximal des exploitations dans la première période,  $N_0$ .

Dans la plupart des applications, il est supposé que la relation (4a) n'est pas stochastique et ainsi le terme d'erreur va être supprimé ( $e_{ij}(t)=0$ ) implicitement (par exemple pour MacRae, 1977) ou explicitement (Lee et al., 1977) cité in Karantininis, 2001.

Pour introduire les informations préalables à propos de P dont on pourrait disposer, on utilise l'entropie croisée généralisée (GCE) qui a la particularité d'incorporer ces informations sous la forme d'une matrice des préalables Q (exemple des probabilités déjà connues a priori). Certaines recherches ont indiqué que les exploitations ne diminuent pas typiquement de taille sans sortir de l'activité agricole, tandis que d'autres études argumentent qu'elles peuvent augmenter ou diminuer de taille, mais avec pas plus qu'une seule catégorie de taille par transition (Zepeda, 1995b, 842). Cette dernière supposition semble être assez plausible quand la croissance est considérée comme un processus continu, ce qui implique qu'en général (Jongeneel, 2002) :

$$x_{it} = p_{i-1,i,t} x_{i-1,t-1} + p_{i,i,t} x_{i,t-1} + p_{i+1,i,t} x_{i+1,t-1} \quad (7)$$

Avec comme hypothèse tous les autres éléments de la  $i^{\text{ème}}$  ligne de la matrice des probabilités sont égaux à zéro. Plutôt qu'imposer ceci comme une restriction qui doit être satisfaite, comme l'a suggéré Zepeda (1995b), cette information peut être utilisée comme une information antérieure, qui semble être pareille, mais peut être rejetée par les données (Jongeneel, 2002). Puisque le nombre des exploitations diminue

considérablement dans le temps, Jongeneel (2002) en s'appuyant sur les travaux de Geurts (1995) suppose que les probabilités de re-entrer dans l'activité sont nulles (égale à zéro), soit

$$p_{0j} = 0 \text{ pour tout } j = 1, \dots, K \quad (8)$$

Avec le zéro en indice dénote la catégorie entrée/sortie<sup>19</sup>. L'information antérieure peut être directement incluse dans la matrice des antécédents Q de l'estimateur de GCE.

Les informations antécédentes à propos des erreurs  $u_T$ , appelé  $w_{itm}^o$ , peuvent aussi être incorporées. Puisque aucune information *a priori* clairement directe n'est disponible, elles sont supposées être uniformément symétriques autour de zéro.

L'objectif de l'estimateur GCE est de minimiser la distance jointe à l'entropie entre les deux distributions de probabilités p et les informations connues *a priori* q. Soit  $H(\cdot)$  la mesure de l'entropie croisée, donc le GCE est :

$$\min_{p,w} \left\{ H(P,W,Q,W^o) = \sum_i \sum_j p_{ij} \ln(p_{ij}/q_{ij}) + \sum_i \sum_t \sum_m w_{itm} \ln(w_{itm}/w_{itm}^o) \right\} \quad (9)$$

Sujette aux trois ensembles de contraintes suivantes :

- les  $K \times T$  contraintes de consistance des données :

$$x_j(t+1) = \sum_i x_i(t) p_{ij}(t) + \sum_m v_m w_{jtm} \quad \forall j = 1, \dots, K, \quad t = 1, \dots, T \quad (10)$$

- les contraintes de normalisation pour les probabilités de transition P (K contraintes) ainsi que pour les poids des erreurs W (error weights) ( $K \times T$  contraintes) :

$$\sum_j^K p_{ij} = 1 \quad \forall j = 1, \dots, K, \quad (11)$$

$$\sum_m^M w_{jtm} = 1 \quad \forall j = 1, \dots, K \quad \forall t = 1, \dots, T; \quad (12)$$

- $K^2$  contraintes de non-négativité pour P et  $K \times T \times M$  contraintes pour w :

$$p_{ij} \geq 0 \quad \forall i, j = 1, \dots, K \quad (13)$$

$$w_{itm} \geq 0 \quad \forall i = 1, \dots, K, \quad \forall t = 1, \dots, T, \quad \forall m = 1, \dots, M. \quad (14)$$

#### • Modèle de Markov avec une fonction linéaire explicative

Pour calculer les probabilités de transition, on peut imposer une forme fonctionnelle spécifique pour les probabilités de transition non stationnaire. Plusieurs auteurs supposent que les probabilités de transition peuvent être expliquées par une fonction linéaire de variables exogènes (Jongeneel, 2002, Karantininis, 2001):

$$p'(t) = \beta'z'(t) + e'(t) \quad (15)$$

<sup>19</sup> D'autres restrictions antérieures peuvent exister pour limiter le nombre du non-déplacement pour être inférieur à une certaine fraction c ou imposer que les probabilités de sortie diminuent avec l'augmentation de la taille (Jongeneel, 2002).

Tenant compte de la non-stationnarité de la matrice des probabilités de transition (en substituant l'équation (6) dans (2a)), le processus de Markov peut être exprimé par :

$$x(t+1)=P'(t) x(t) + u(t)=[\beta z(t) + e(t)]' x(t) + u(t) ; t=1,\dots,T \quad (16)$$

MacRae, (1977) indique que dans la plupart des méthodes d'estimation, chaque ligne de la matrice des probabilités de transition doit dépendre exactement du même ensemble de variables exogènes. En outre, Lee et al., (1977) et MacRae, (1977) développent les propriétés statistiques des deux termes d'erreurs e et u. En utilisant de la formule de GCE, les erreurs e et u peuvent être rétablies séparément (Karantininis, 2001) :

Soit chaque  $\beta_{ijn}$  et chaque  $e_{ijt}$  sont paramétrés sur un espace de support discret et fini (*discrete finite support space*) :

$$\beta_{ijn} = \sum_s^S d_{ijns} \theta_s \quad (17)$$

$$e_{ijt} = \sum_h^H g_{ijth} \varphi_h \quad (18)$$

Où  $\varphi$ ,  $\theta$  sont des vecteurs de support de taille S et H respectivement et d et g sont les probabilités correspondantes à rétablir. Le processus de Markov devient maintenant :

$$x_{j,t+1} = \sum_i^K x_{it} \left[ \sum_n^{N_{ij}} \left( \sum_s^S d_{ijns} \theta_s \right) z_{nt} + \sum_h^H g_{ijth} \varphi_h \right] + \sum_m^M v_m w_{jtm} ; j=1,\dots,K, t=1,\dots,T \quad (19)$$

Où  $N_{ij}$  est le nombre de variables explicatives dans la (ij)<sup>ième</sup> cellule. En appliquant GCE,  $\beta$ , e, et u peuvent être déterminées à partir des valeurs rétablies de d, g et w respectivement. D'où cette méthode nous permet d'estimer deux termes d'erreur, un concernant les transitions de Markov et l'autre pour les équations de probabilité.

La fonction objectif correspondant à ce modèle, qui va être minimisé pour obtenir l'estimateur GCE, est :

$$H(D,G,W;D^o,G^o,W^o) = \sum_i \sum_j \sum_n \sum_s d_{ijns} \ln(d_{ijns}/d_{ijns}^o) + \sum_i \sum_j \sum_t \sum_h g_{ijth} \ln(g_{ijth}/g_{ijth}^o) + \sum_i \sum_t \sum_m w_{itm} \ln(w_{itm}/w_{itm}^o) \quad (20)$$

Où zéro en indice dénote les valeurs antérieures connues des matrices ou paramètres. Comme on peut voir les probabilités  $P_{ij}$  ne sont plus des éléments directs dans la fonction objectif.

Le modèle linéaire de l'équation (19) ne satisfait pas automatiquement la normalisation standard et les contraintes de non-négativité sur les probabilités de transition (équation (3)).

Par conséquent, un nombre de restrictions additionnelles sont imposées. Premièrement, les contraintes de non-négativité sont imposées sur les paramètres, exemples :  $d \geq 0$ ,  $g \geq 0$  et  $w \geq 0$ . Deuxièmement, le paramètre et les poids des erreurs sont restreints pour leur garantir de refléter leur propre distribution (Jengeneel, 2002).

$$\sum_s^S d_{ijns} = 1,$$

$$\sum_h^H g_{ijth} = 1$$

et

$$\sum_m^M w_{itm} = 1$$

Cependant ceci ne garantit pas encore que les probabilités de la matrice de transition vont satisfaire les conditions normales de régularité. Afin de garantir la non-négativité des probabilités ainsi la somme des probabilités étant égales à 1 on doit retenir :

$$\sum_n^{N_{ij}} \left( \sum_s^S d_{ijns} \theta_s \right) z_n(t) \geq 0, \quad i, j = 1, \dots, K; t = 1, \dots, T \quad (21)$$

et

$$\sum_j^K \sum_n^{N_{ij}} \left( \sum_s^S d_{ijns} \theta_s \right) z_n(t) = 1, \quad i = 1, \dots, K; t = 1, \dots, T \quad (22)$$

Les informations antérieures concernant la structure de la matrice de probabilités de transition (équation 5 et 6) peuvent être formulées sous forme de contraintes additionnelles. Pour empêcher les fermes de se déplacer plus qu'une étape en haut ou en bas dans la distribution de la taille des fermes, les contraintes suivantes doivent être satisfaites :

$$\sum_n^{N_{ij}} \left( \sum_s^S d_{ijns} \theta_s \right) z_n(t) = 0, \quad i, j = 1, \dots, K \wedge j \geq i+2; t = 1, \dots, T \quad (23)$$

$$\sum_n^{N_{ij}} \left( \sum_s^S d_{ijns} \theta_s \right) z_n(t) = 0, \quad i, j = 1, \dots, K \wedge j \leq i-2; t = 1, \dots, T \quad (24)$$

La restriction excluant la re-entrée est :

$$\sum_n^{N_{ij}} \left( \sum_s^S d_{ijns} \theta_s \right) z_n(t) = 0, \quad i=0, j = 1, \dots, K; t = 1, \dots, T \quad (25)$$

Les restrictions spécifiques jusqu'ici garantissent que le modèle de la chaîne de Markov non-stationnaire satisfait toutes les propriétés de régularité sur les probabilités de transition en ce qui concerne l'échantillon des informations. Quand le modèle estimé est utilisé pour simuler à l'extérieur de l'environnement de l'échantillon, disant pour  $z$  valeurs extérieures de la série suggérée par  $z(t)$ , il n'y a pas de garantie que les probabilités vont satisfaire les propriétés de régularité<sup>20</sup>.

Les restrictions imposées garantissent uniquement les conditions de régularité pour l'estimation locale (uniquement pour l'échantillon considéré). Jongeneel, 2002 suggère, pour rendre le modèle plus plausible et pour qu'il puisse mieux se comporter quand il est utilisé à l'extérieur de l'échantillon des simulations, de créer un vecteur de variables explicatives « extrêmes » de dimension  $R \times K$ , disant  $z^o$ , et ajouter les restrictions additionnelles suivantes au problème d'optimisation :

$$\sum_n^{N_{ij}} \left( \sum_s^S d_{ijns} \theta_s \right) z_n^o(t) \geq 0, \quad i, j = 1, \dots, K; t = 1, \dots, T \quad (26)$$

<sup>20</sup> Ceci peut être un problème en particulier quand le modèle est utilisé pour expliquer un niveau de désagrégation élevé de catégorie de taille des exploitations.

et

$$\sum_j^K \sum_n^{N_{ij}} \left( \sum_s^S d_{ijns} \theta_s \right) z_n^o(t) = 1, \quad i = 1, \dots, K; t = 1, \dots, T \quad (27)$$

Le vecteur  $z^o$  peut être interprété comme un vecteur couvrant l'espace de discrétion des variables exogènes (des politiques par exemple). Si les valeurs utilisées de  $z$  pour les simulations extérieures restent dans cet espace, le modèle ne va pas être sujet aux inconsistances théoriques.

Pour éviter ces problèmes et permettre de tester un grand nombre de variables exogènes sans imposer autant de restrictions, une autre méthode (ou un autre estimateur) a été développée par Golan et Vogel, 1998, Karantininis, 2002.

- **L'estimateur des variables instrumentales de l'entropie croisée généralisée**

Dans ce paragraphe, on va développer un estimateur de l'entropie croisée généralisée (CGE) pour la matrice des probabilités de transition non stationnaire (NSTPM) qui, basé sur un ensemble minimal de suppositions, peut pallier le problème de sous détermination et peut, en plus, accommoder efficacement toute information antérieure (connue, prior) soit sous la forme de distributions antérieures (probabilités) soit en imposant des restrictions sur les paramètres disponibles (Karantininis, 2002).

Cette méthode se base sur un estimateur de variables instrumentales de l'entropie croisée généralisée (*instrumental variables generalised Cross-Entropy Estimator*) développé par Karantininis (2002). L'avantage de cette méthode est de nous éviter d'imposer une forme fonctionnelle spécifique de la distribution des probabilités de transition, telle que la fonction linéaire explicitée plus haut, qui influence forcément les résultats et laisse libre la relation exacte entre les variables  $Z$  et  $X$ .

Soit  $Z_{tm}$  une  $(T \times N)$  matrice de  $N$  variables exogènes dans la période de temps  $T$ . On peut incorporer cette information dans le modèle d'entropie croisée en multipliant avec  $Z_{tm}$  les deux cotés de la contrainte de consistance des données (équation (10)) (Golan et Vogel, 1998 cité in Karantininis, 2000) :

$$\sum_t Z_{tn} X_{j,t+1} = \sum_t \sum_i Z_{tn} X_{it} P_{ij} - \sum_t \sum_m Z_{tn} V_m W_{jtm}, \quad \forall j = 1, \dots, K, \forall n = 1, \dots, N \quad (28)$$

En introduisant les informations antérieures (*priors*) sous la forme de matrice  $q$ , la solution du problème composé par l'équation minimisant l'entropie croisée (équation (9)) sous les contraintes (28), (11) jusqu'à (14) est donnée par le Lagrangien correspondant :

$$\begin{aligned} L = & \sum_i \sum_j p_{ij} \ln(p_{ij}/q_{ij}) + \sum_j \sum_t \sum_m w_{jtm} \ln(w_{jtm}/w_{jtm}^o) + \\ & \sum_n \sum_j \lambda_{nj} \left[ \sum_t Z_{tn} X_{j,t+1} - \sum_t \sum_i Z_{tn} X_{it} P_{ij} - \sum_t \sum_m Z_{tn} V_m W_{jtm} \right] + \\ & \sum_i \mu_i \left[ 1 - \sum_j p_{ij} \right] + \sum_j \sum_t \xi_{jt} \left[ 1 - \sum_m w_{jtm} \right] \end{aligned} \quad (29)$$

Avec  $\lambda$ ,  $\mu$ , et  $\xi$  sont les multiplicateurs de Lagrange.

La solution du problème ci-dessus est :

$$\tilde{p}_{ij} = \frac{q_{ij} \exp \left[ \sum_t \sum_n x_{it} z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj} \right]}{\sum_j q_{ij} \exp \left[ \sum_t \sum_n x_{it} z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj} \right]} \quad (30)$$

$$\tilde{w}_{tjm} = \frac{\exp \left[ v_m \sum_n z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj} \right]}{\sum_m \exp \left[ v_m \sum_n z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj} \right]} \quad (31)$$

Avec  $\tilde{p}_{ij}$  et  $\tilde{w}_{tjm}$  dénotent la matrice des probabilités de transition non stationnaire estimée et le vecteur des poids des erreurs estimés, respectivement.

- **Impact des variables explicatives**

Les effets directs de X et Z sur la TPM sont capturés au moyen des effets marginaux  $\partial p_{ij} / \partial x_j$  et  $\partial p_{ij} / \partial z_{tn}$ , avec  $\tilde{p}_{ij}$  la probabilité de transition estimée (à l'instant t),  $\bar{x}_j$  et  $\bar{z}_n$  dénote les valeurs moyennes (durant  $t=1, \dots, T$ ). Ces effets marginaux évaluent l'impact de chaque classe d'exploitation j ou variable explicative n sur la matrice des probabilités de transition non stationnaire. Le premier peut mieux s'interpréter en terme de réallocation de la distribution des tailles des fermes dans le temps. Le deuxième donne l'effet marginal d'un changement dans les variables explicatives sur la TPM.

L'effet de  $z_{tn}$  sur  $p_{ij}$  est donné par le rapport :

$$\frac{\partial \tilde{p}_{ij}}{\partial z_{tn}} = \tilde{p}_{ij} x_{it} \left[ \tilde{\lambda}_{nj} - \sum_j \tilde{p}_{ij} \tilde{\lambda}_{nj} \right] \quad (32)$$

Une forme plus commode est « l'élasticité de probabilité » (Zepeda, 1995b) :

$$E_{ijtn}^p = \frac{\partial \tilde{p}_{ij}}{\partial z_{tn}} \frac{\bar{z}_{tn}}{\tilde{p}_{ij}} = \bar{x}_{it} \bar{z}_{tn} \left[ \tilde{\lambda}_{nj} - \sum_j \tilde{p}_{ij} \tilde{\lambda}_{nj} \right] \quad (33)$$

Où,  $E_{ijtn}^p$  mesure le pourcentage de changement de la  $n^{\text{ième}}$  variable (exogène) sur la probabilité de transition entre l'état i et j à l'instant t.

Pour calculer l'effet de  $z_{tn}$  sur le nombre des exploitations dans chaque groupe  $x_{j(t+1)}$ , on a besoin de dériver :

$$\frac{\partial x_{j(t+1)}}{\partial z_{tn}} = \frac{\partial \left( \sum_i p_{ij} x_{it} \right)}{\partial z_{tn}} = \sum_i \frac{\partial \tilde{p}_{ij}}{\partial z_{tn}} x_{it} = \sum_i \left[ \tilde{p}_{ij} x_{it}^2 \left( \tilde{\lambda}_{nj} - \sum_j \tilde{p}_{ij} \tilde{\lambda}_{nj} \right) \right] \quad (34)$$

« L'impact de l'élasticité » mesure l'effet indirect de la  $n^{\text{ième}}$  variable exogène sur le nombre des exploitations dans la  $j^{\text{ième}}$  catégorie (évalué à la moyenne de l'échantillon) :

$$E_{jn}^{x(t+1)} = \frac{\partial x_{j(t+1)}}{\partial z_{tn}} \frac{\bar{z}_{tn}}{\bar{x}_{j(t+1)}} = \frac{\bar{z}_{tn}}{\bar{x}_{j(t+1)}} \sum_i \left[ \tilde{p}_{ij} \bar{x}_{it}^2 \left( \tilde{\lambda}_{nj} - \sum_j \tilde{p}_{ij} \tilde{\lambda}_{nj} \right) \right] \quad (35)$$

## b) Signification statistique du modèle

Après avoir estimé les probabilités et calculé les élasticités et les effets marginaux correspondants, il est à présent utile d'examiner la quantité d'informations recueillies à partir des paramètres estimés. Pour se faire, et en se basant sur l'établissement d'une connexion entre le Logit multinomial (Multinomial Logit / ML), on a établi un test de Vraisemblance (*Likelihood ratio test*) (Golan et Judge, 1996 ; Golan et Vogel, 1997 ; Courchane et Golan, 1999 et Karantininis, 2000). Le test statistique connu comme ratio d'entropie « *Entropy Ratio* » (Courchane et Golan, 1999 cité in Karantininis, 2000) est le suivant :

$$ER=2\ln(l_{\omega}/l_{\Omega}) \text{ ou } ER=2(\ln l_{\omega}-\ln l_{\Omega}) \quad (36)$$

Où  $l_{\omega}$  est l'équation de contrainte « *constrained* » et  $l_{\Omega}$  l'équation de non contrainte « *unconstrained* » (c'est-à-dire pas de données incluses dans le problème). Quand on teste la signification du modèle entier, la contrainte  $l_{\omega}$  est simplement :

$$\ln(l_{\omega})=K\ln(K) \quad (37)$$

Qui est la valeur de Max (H) quand les  $p_{ij}$  sont uniformément distribués (puisque'il y a pas de données qui vont les éloigner de la distribution uniforme). Dans le cas de l'entropie croisée « CE », la contrainte est simplement l'entropie des « *prior* ».

$$\ln(l_{\omega})=q\ln(q) \quad (38)$$

De la même façon, la mesure de l'information contenue dans le modèle sans contrainte « *unconstrained model* » est la mesure de Shanon (*Shanon's measure*), ou l'entropie normalisée « *normalised entropy* »  $S(\hat{P})$  (Golan et al, 1996 cité in Karantininis, 2000)

$$S(\hat{P})=\frac{\sum_{ij} \hat{p}_{ij} \ln(\hat{p}_{ij})}{K\ln(K)} \quad (39)$$

Par conséquent le test statistique (Entropy Ratio) devient :

$$ER = 2K\ln(K) \left(1-S(\hat{P})\right) \text{ ou, pour l'entropie croisée :}$$

$$ER=2\sum_{ij} q_{ij} \ln(q_{ij}) \left[1-\frac{\sum_{ij} \tilde{p}_{ij} \ln(\tilde{p}_{ij})}{\sum_{ij} q_{ij} \ln(q_{ij})}\right] = 2 \left[ \sum_{ij} q_{ij} \ln(q_{ij}) - \sum_{ij} \tilde{p}_{ij} \ln(\tilde{p}_{ij}) \right] \quad (40)$$

Sous l'hypothèse nulle, ER converge vers une distribution  $\chi^2_{(K-1)}$ . Une grande valeur de ER implique que les données contiennent des informations importantes et éloignent les estimations d'une distribution uniforme ou des préalables  $q_{ij}$  « *prior* » dans le cas de l'entropie croisée CE. Alternativement, si les données ne fournissent pas des informations importantes, les probabilités estimées seront presque uniformes. Ce qui implique une mesure de l'entropie normalisée  $S(\hat{P})$  proche de l'unité et désormais un faible ER.

Judge et al. (1985) cité in Karantininis, (2000) suggèrent de calculer, comme mesure supplémentaire de la performance du modèle, le pseudo- $R^2$  :

$$\rho^2 = 1 - \frac{l_{\Omega}}{l_{\omega}} = 1 - S(\hat{p}) \quad (41)$$

Cette mesure est égale à 1 si le modèle fournit une prédiction parfaite (c'est-à-dire  $S(\hat{P})=0$ ), et tend vers zéro quand le pouvoir explicatif du modèle diminue (c'est-à-dire que les données n'ajoutent pas d'information et désormais les probabilités sont uniformes, ce qui donne  $\max H(P)=K \ln(K)$ ).

Cette partie nous a permis aussi bien de faire des éclairages sur le débat théorique et empirique concernant le changement structurel et ses déterminants, que de rapporter les méthodes qui ont été

utilisées pour l'estimer et le quantifier. Ce qui nous a aidé à choisir celle qui est la plus appropriée qu'on a détaillée et qui fera l'objet d'une application dans la partie qui va suivre.

# III - Application à la région de Midi-Pyrénées

## I - Changements structurels en agriculture : une réalité en Midi-Pyrénées

### 1- Situation régionale

En se basant sur une étude faite dans le cadre d'un projet régional pour l'enseignement agricole de Midi-Pyrénées élaboré par la Chambre Régionale de l'Agriculture et la Direction Régionale de l'Agriculture et de la Forêt du Midi-Pyrénées, on a dressé une image actuelle de la situation agricole en Midi-Pyrénées dans le but de mettre en évidence les changements structurels ayant fortement touché la région. Les données proviennent essentiellement du Recensement Agricole (RA 1988 et 2000) afin de mieux comparer les diverses productions et les exploitations agricoles stricto sensu. Toutefois, certains chiffres datés de 2002 et 2003 provenant de l'enquête structure des exploitations agricoles en 2003 sont indiqués afin d'être au plus près de la situation actuelle.

#### *A - Situation générale de l'agriculture*

La part de la production agricole dans le Produit Intérieur Brut PIB de la région (57,6 milliards d'Euros) en 2002 s'élève à 3,7%, soit 2,13 milliards d'Euros. Ce secteur est situé en deuxième position régionale, après l'aéronautique, en terme de valeur ajoutée (CRA Midi-Pyrénées).

De plus, 7% de la population active régionale sont employés dans le secteur agricole, chiffre supérieur à la moyenne nationale.

La Surface Agricole Utile SAU globale de Midi-Pyrénées atteint 2 361 914 ha en 2000. Entre 1988 et 2000, le nombre d'exploitations agricoles a fortement diminué à un rythme moyen de 3,1% en Midi-Pyrénées (-3,5% au niveau national), soit une baisse de 31% en 12 ans (RA 1988-2000). D'après le RA 2000, 60244 exploitations sont dénombrées en Midi-Pyrénées alors qu'elles étaient au nombre de 87898 en 1988. En 2003, selon l'enquête structure 2003, elles sont au nombre de 54035. Midi-Pyrénées occupe la première place des régions françaises pour la SAU globale et l'effectif des exploitations agricoles.

#### *B - Systèmes de productions*

Les effets des réformes de la Politique Agricole Commune PAC, 1993, 1999 et 2003, ont induit un profond remaniement des systèmes de production (document du travail du projet Régional pour l'Enseignement Agricole du Midi-Pyrénées, PREA, Novembre 2004):

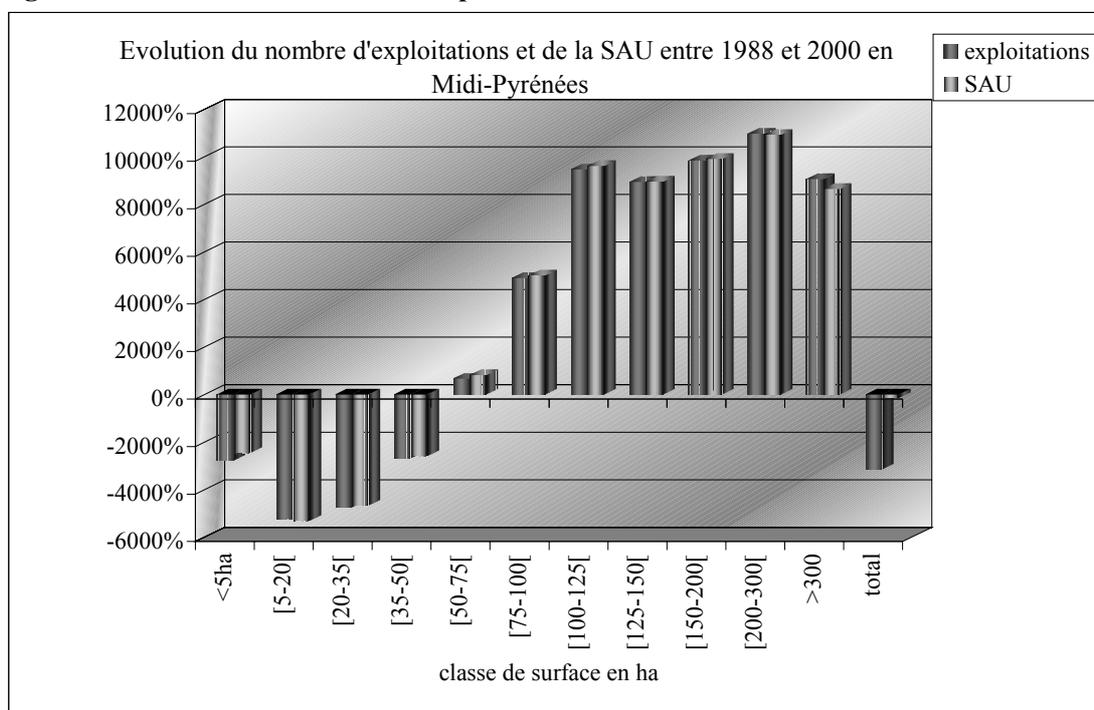
- ❑ spécialisation avec stratégie d'agrandissement des exploitations pour compenser la baisse des prix (-15% en céréales, en oléo-protéagineux, -20% en viande bovine, -15% pour les produits laitiers) ;
- ❑ limitation administrative des productions (taux de jachère obligatoire des surfaces primées, en particulier les COP, Céréales-Oléagineux-Protéagineux ; la jachère a augmenté de 150% depuis 1988 (RA, 2000)) ;
- ❑ mise en place de subventions à l'hectare ;
- ❑ augmentation des primes par tête pour le cheptel herbivore ;
- ❑ augmentation de la production des grandes cultures, en particulier le maïs irrigué ;
- ❑ augmentation des charges de structures.

Cependant, la Surface Agricole Utile est maintenue en Midi-Pyrénées : diminution de 1% entre 1988 et 2000. La surface moyenne cultivée augmente. Les exploitations dont la SAU est inférieure à 50 ha disparaissent progressivement ; -42% en 12 ans (75309 en 1988 ; 43472 en 2000). Les terres cédées alimentent l'agrandissement des exploitations de plus de 75 ha dont l'effectif augmente de 70% en douze ans (5153 en 1988 ; 8838 en 2000) (Agreste, RA, 2000).

En Midi-Pyrénées, toutes les exploitations professionnelles dont la SAU est supérieure à 70 ha sont reprises entre 1988 et 2000. Leur pérennité est certaine en termes de poids économique et de reprise. En 2000, les exploitations professionnelles sont au nombre de 36300 et représentent 60% des exploitations régionales, 88% de la SAU régionale et 92% de la production. La surface moyenne de ces exploitations a augmenté entre 1988 et 2000, passant de 42 ha à 57 ha.

Le nombre d'exploitations de plus de 100 ha a doublé en douze ans. En 2000, elles étaient 4900 avec une surface moyenne de 150 ha.

**Figure 8 : Evolution du nombre d'exploitations et de la SAU entre 1988 et 2000 en Midi-Pyrénées**



Source : Agreste, recensement agricole 1988 et 2000

Les structures agricoles ont rapidement évolué ces dernières années. Les systèmes d'exploitation doivent alors être adaptés à l'augmentation du dimensionnement des systèmes de production.

En comparant les données de 2003 (enquête structure des exploitations en 2003) avec celles de 2000, on constate que la tendance est la même avec un agrandissement continu des exploitations professionnelles. Leur SAU moyenne est passée de 57 à 62 ha en trois ans. Leur rythme annuel de disparition depuis 2000 a été de -2,5% (-2,3% pour la France métropolitaine).

Les exploitations de polyculture-élevage perdent du terrain. Elles représentent 19% de l'ensemble des exploitations professionnelles de Midi-Pyrénées et valorisent 18% de leur surface totale. Toujours dominantes (en 2° position), cette orientation perd chaque années 6,8% de son effectif et 3,6% de ses surfaces. Ainsi, en trois ans, 1500 exploitations et 44500 ha ont disparu de cette orientation. Les exploitations très spécialisées se concentrent, notamment par le biais des mises en commun de leurs

moyens de production au sein de formes sociétaires. Ainsi, tout en perdant 1200 exploitations en trois ans, elles s'étendent sur 54200 hectares supplémentaires.

Une exploitation sur quatre est spécialisée en grandes cultures. Le rythme annuel de disparition de ces exploitations (-19%) est inférieur à celui de l'ensemble. Leur surface moyenne est passée de 72 ha en 2000 à 77 ha en 2003 (enquête structure, 2003).

En dépit d'un rythme annuel de disparition supérieur à l'ensemble (de -3,4% pour les viticulteurs et -2,9% pour les arboriculteurs), la surface valorisée par les exploitations spécialisées dans les cultures pérennes est restée stable, de l'ordre de 68000 ha. Cependant, la surface des viticulteurs AOC a progressé de 9%, le plus souvent par reclassement de vignoble au détriment de la viticulture courante (AGRESTE, 2004).

### *C - Les conséquences des modifications du secteur agricole*

Les modifications du secteur agricole sont traduites par les tendances suivantes : agrandissement des exploitations, diminution du nombre d'exploitations et de l'effectif des exploitants, augmentation du salariat au détriment de l'aide familiale. La concentration et la spécialisation des exploitations se poursuivent, ainsi que la simplification des systèmes de production (spécialisation dans grandes cultures par exemple).

L'augmentation de la taille des exploitations est en partie liée à l'essor des formes sociétaires : en particulier la création du statut des Entreprises Agricoles à Responsabilités Limitées EARL en 1985. La souplesse de leurs modalités et la possibilité de fonder une entreprise unipersonnelle sont deux facteurs de leur succès. Ainsi, les GAEC se transforment souvent en EARL lors du départ en retraite de l'un des deux co-exploitants. De plus, l'apport de capitaux par un des membres est possible sans qu'il prenne part aux travaux. La maîtrise des charges sociales est meilleure, la responsabilité financière des associés est limitée à leurs seuls apports (protection patrimoine familial) (PREA, 2004).

## **2 - Situation économique**

En valeur, les productions végétales représentent environ la moitié des livraisons agricoles de Midi-Pyrénées.

Sur 100 Euros de production de biens agricoles, 30 Euros sont apportés par les céréales et oléagineux, 11 Euros par les productions fruitières et légumières, 6 Euros par la vigne et le vin, 4 Euros par les autres productions végétales.

Les productions animales représentent 49 Euros : 26 Euros pour les productions bovines ; 10 Euros pour les caprins et ovins ; 8 Euros pour l'aviculture ; 5 Euros pour les autres productions animales.

Trois orientations technico-économiques (OTEX) caractérisent les exploitations de Midi-Pyrénées. L'orientation céréales et oléoprotéagineux concerne 24% des exploitations – localisées essentiellement dans le Gers, les Hautes-Pyrénées, la Haute-Garonne et le Tarn - et 27% de la valeur ajoutée standard régionale. L'OTEX ovins-caprins et autres herbivores vient en deuxième position, regroupe 17% des exploitations - localisées principalement en Aveyron et dans le Lot - et 13% de la valeur ajoutée standard régionale. Les OTEX bovins lait, bovins viande – localisées surtout en Ariège - et bovins lait et viande sont présentes dans 22% des exploitations et concentrent 18% de la valeur ajoutée régionale. Ces trois orientations touchent 63% des exploitations et produisent 58% de la valeur ajoutée standard de Midi-Pyrénées.

Le Tarn-et-Garonne est caractérisé par l'OTEX fruits et autres cultures permanentes qui constituent la plus grande valeur ajoutée standard départementale, soit 4,6% de la valeur régionale.

L'OTEX cultures générales (céréales, cultures industrielles, légumes) est en forte réduction : -85% d'exploitations.

La réduction du nombre d'exploitation, l'augmentation des surfaces cultivées par exploitation, la concentration des productions et l'augmentation des effectifs d'animaux dans les ateliers sont les tendances observées. Aussi les systèmes d'exploitation seront à adapter à cette augmentation de dimensionnement des systèmes de production.

### 3 - Evolution de la population active agricole en MP

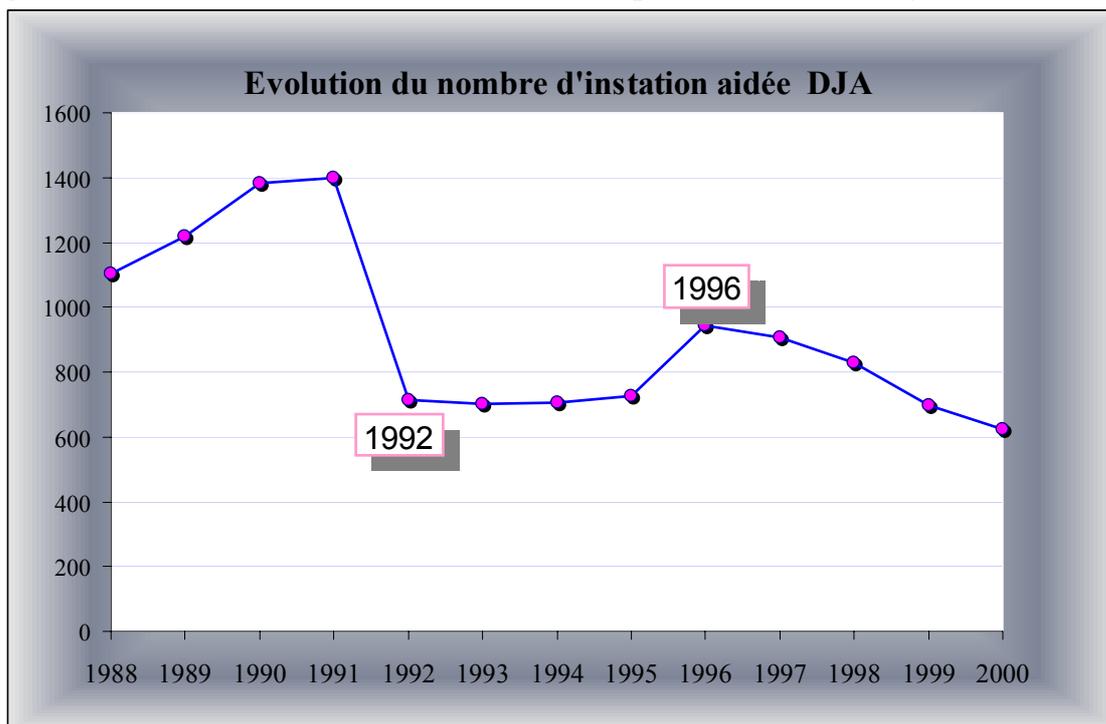
L'agriculture régionale a vu disparaître la moitié de ses effectifs d'actifs, passant de 139 000 actifs de moins de 60 ans en 1979 à 60 000 en 2000.

Conséquence de ces nombreux départs, les agriculteurs sont moins âgés : la part des plus de 50 ans a baissé de façon significative (40 % entre 1988 et 2000). Cependant la part des 30-50 ans demeure stable et les agriculteurs de moins de 30 ans (2800 en 2000) sont désormais moitié moins nombreux qu'en 1988.

En 1996, il y a eu 944 installations aidées, mais ce nombre n'a cessé de diminuer depuis. On ne compte plus que 610 DJA<sup>21</sup> en 2001 et on recense un chiffre équivalent pour 2002 et 2003.

Pour expliquer cette forte diminution, 35 % en 6 ans, on peut évoquer les tendances démographiques : moins de jeunes s'installent et peu de départs à la retraite en raison du creux de natalité 1939-1945. Par ailleurs, les conséquences de la PAC entraînent une compétition exacerbée entre les agriculteurs déjà installés et les nouveaux pour l'obtention de droits à produire et l'accès au foncier. Enfin, le métier d'agriculteur jouit d'une faible attractivité (conditions de travail, rémunérations aléatoires...) que les récentes crises très médiatisées de l'agriculture ne contribuent pas à améliorer.

**Figure 9 : Evolution du nombre d'installation aidée par des dotations aux jeunes actifs (DJA)**



Source : Direction Régionale de l'Agriculture et de la Forêt de Midi-Pyrénées

<sup>21</sup> Pour encourager les candidatures, une dotation d'installation aux jeunes agriculteurs (DJA) est accordée aux jeunes justifiant de la capacité professionnelle, c'est-à-dire :

- pour ceux nés après le 1er janvier 1971, au moins un diplôme de niveau IV et un stage d'expérience professionnelle appelé "stage six mois" ;
- pour ceux nés avant le 1er janvier 1971, un diplôme de niveau V suffit.

## 4 - Les Grandes Cultures

En moyenne, entre 1988 et 2000, le nombre d'exploitations spécialisées dans les grandes cultures a diminué d'environ 35%. Ceci corrobore la diminution générale de l'effectif des exploitations sur cette période et induit la diminution générale des surfaces qui leur sont consacrées (recensement agricole 1988 et 2000).

Les grandes cultures sont dominantes dans la zone centrale de la région. Depuis 1988, elles se sont étendues, confinant les zones fourragères au piémont pyrénéen et aux bordures du Massif Central.

### - Les céréales

En Midi-Pyrénées, les cultures céréalières représentent un secteur primordial de la production agricole. 70% des exploitations cultivent une large gamme de céréales.

**Tableau 4 : Evolutions des cultures céréalières en Midi-Pyrénées entre 1988 et 2000**

Céréale	Evolution de la surface cultivée (1988/2000 Midi-Pyrénées)	Localisations Dominantes en 2000	Commentaire
Blé dur	↗	Gers Haute-Garonne (24 ha/exploitation)	Surface moyenne par exploitation : 18 ha en 2000
Triticale	↗ +27%	Aveyron, Tarn et Lot (75% de la surface régionale)	Produits : paille et alimentation animale – forte spécialisation de ces départements en production animale
Sorgho	↗ +24%	Haute-Garonne  Gers, Tarn, Tarn-et-Garonne	Céréale traditionnelle du département ; seul département à connaître une régression (-23%)  Augmentation
Blé tendre	↘ (-0,7)	Gers (37%)	Répartition homogène dans les autres départements
Orge	↘ -37%	Aveyron (32%)	Utilisée pour l'alimentation animale
Avoine	↘ -56%	Aveyron (25%), Lot (20%)	
Maïs grain et semenc e	↘ -12%	Gers (35%) Hautes-Pyrénées, Haute-Garonne, Tarn-et-Garonne	Spécifiques du Sud-Ouest. Régression globale des surfaces malgré l'extension en Ariège et Hautes-Pyrénées

Source : à partir des données du recensement agricole 1988 et 2000 (AGRESTE) et du document de travail du Projet Régional pour l'Enseignement Agricole du Midi-Pyrénées (PREA), Novembre 2004.

Le blé tendre, l'orge et le maïs, céréales traditionnelles, sont cultivés dans un tiers des exploitations, réparties de façon homogène sur tout le territoire. Bien que les surfaces en sorgho aient augmenté entre 1988 et 2000, sa culture en Haute-Garonne est fragilisée actuellement par une demande restreinte des industries de transformation.

Cependant, le sorgho nécessite des apports hydriques moins importants que d'autres cultures. De plus, c'est une culture dérobée : elle peut être intercalée entre deux cultures principales et donc occuper le sol une courte partie de l'année. A l'avenir, cette céréale devrait conserver son importance régionale.

## - Les oléagineux

Les évolutions de ces productions entre 1988 et 2000 dépendent fortement des marchés et des aides PAC. Il est donc difficile de les analyser. En Midi-Pyrénées, les oléagineux principalement cultivés sont le colza, le tournesol, le soja. Un quart des exploitations recensées en 2000 en cultivent. Les surfaces globales sont stables depuis 1988.

**Tableau 5 : Evolution des cultures oléagineuses en Midi-Pyrénées entre 1988 et 2000**

Oléagineux	Evolution de la surface cultivée (1988/2000 Midi-Pyrénées)	Localisations dominantes	Commentaire
Colza	↘ -50%	Gers et Haute-Garonne : 33% des surfaces chacun	Effectif exploitations : -64% en 12 ans remplacé par soja et tournesol
Tournesol	↗ +12%	Tarn et Tarn-et-Garonne : 15% des surfaces chacun	2 <sup>ème</sup> région française 13000 exploitations ; 13 ha en moyenne
Soja	↗ +37%		1 <sup>ère</sup> région française ; 54% des surfaces françaises faible réduction des exploitations : -3.9%

Source : à partir des données du recensement agricole 1988 et 2000 (AGRESTE) et du document de travail du Projet Régional pour l'Enseignement Agricole du Midi-Pyrénées (PREA), Novembre 2004.

## II- Application empirique

### 1 - Etude de cas : application aux exploitations de grandes cultures en région Midi-Pyrénées

Le choix des exploitations de grandes cultures dans la région du Midi-Pyrénées comme cas d'étude pour expliquer la dynamique et le changement structurel et déceler les déterminants de cette dynamique est argumenté par doubles raisons :

- ❑ les exploitations avec une orientation technico-économique (OTEX) de type grandes cultures sont très touchées par le phénomène de changement structurel. En effet, on a observé à l'échelle nationale et d'après les séries statistiques, un déclin fort du nombre d'exploitation dans ce groupe d'OTEX avec en contre-partie un accroissement de leur taille moyenne. Ce déclin concerne en particulier les exploitations de petite taille (principalement celles qui ont moins de 50 ha) favorisant ainsi les exploitations de grandes tailles (plus que 50 ha) dont le nombre ne cesse d'augmenter depuis les années 90 (AGRESTE, 2001).
- ❑ Le choix de la région Midi-Pyrénées comme zone d'étude est justifié par sa forte représentativité pour les grandes cultures en France. Comme on a pu voir à partir de la présentation de la situation régionale de Midi-Pyrénées, la vocation céréalière et grandes cultures dans cette région est forte majoritaire aussi bien en terme de superficie que de valeur ajoutée standard régionale. Elle est aussi la seconde région française après la région Centre en termes de surfaces cultivées en céréales. 28% des exploitations agricoles de Midi-Pyrénées sont dans l'OTEX céréales et l'OTEX cultures générales (AGRESTE, 2001a ; Montgobert, 2004).

## 2 - Méthode et données utilisées

Pour estimer la matrice des probabilités de transition des exploitations céréalières<sup>22</sup> du Midi-Pyrénées d'un groupe de taille à un autre (accroissement ou diminution de taille) ainsi que les probabilités d'un changement d'orientation technico-économique (OTEX) ou même d'une sortie totale de l'activité agricole, on a utilisé la méthode de l'estimateur des variables instrumentales de l'entropie croisée généralisée développée en 2002 par Karantininis. Les principaux avantages de cette méthode sont :

- ❑ L'estimation « Entropie », se base sur un ensemble minimal de suppositions et exige un minimum d'information dans sa procédure d'estimation. Elle utilise uniquement les informations disponibles du problème correspondant et exige le minimum de contraintes dans le problème (Golan, Judge et Miller, 1996).
- ❑ L'approche « entropie » nous permet de surmonter le problème de manque d'information en récupérant les données manquantes (Karantininis, 2002 ; Heckelei et al., 2005).
- ❑ Elle est beaucoup moins restrictive, en effet, aucune forme fonctionnelle spécifique n'est imposée (Karantininis, 2002), ce qui nous évite d'influencer les résultats.
- ❑ Elle nous permet d'évaluer l'impact de plusieurs variables exogènes sur les probabilités de transition de chaque groupe de taille ainsi que l'évolution de leurs poids relatifs (nombre des exploitations dans chaque groupe) dans la région. Ces impacts sont avancés sous forme d'élasticité afin de déceler l'importance de chacune des variables choisies. Des tests statiques (test de Wald, test de Fisher) pourraient être aussi proposés afin de tester la signification de chacune de ces variables.

L'application de cette méthode a nécessité la classification des exploitations en plusieurs groupes homogènes et ensuite la recherche dans les séries statistiques des informations sur leurs évolutions en terme de taille et nombre.

La classification des exploitations au sein du même OTEX a été basée sur le seul critère taille en raison du manque d'information sur les critères technico-économiques au niveau régional.

Six groupes de taille (<20 ha, 20 à< 50 ha et 50 à<80 ha 80 à<100 ha, 100 à< 150 ha et 150 ha et plus) ont été ainsi définies. Un graphique d'illustration de l'évolution annuelle de ces groupes entre 1988 et 2000 est donné par la figure (9).

Ces informations sont renseignées dans les recensements agricoles de 1988 et 2000, ainsi que dans les enquêtes de structure des exploitations de 1990, 1993, 1995, 1997, les données des années intermédiaires ont été calculées par interpolation en raison du manque d'informations.

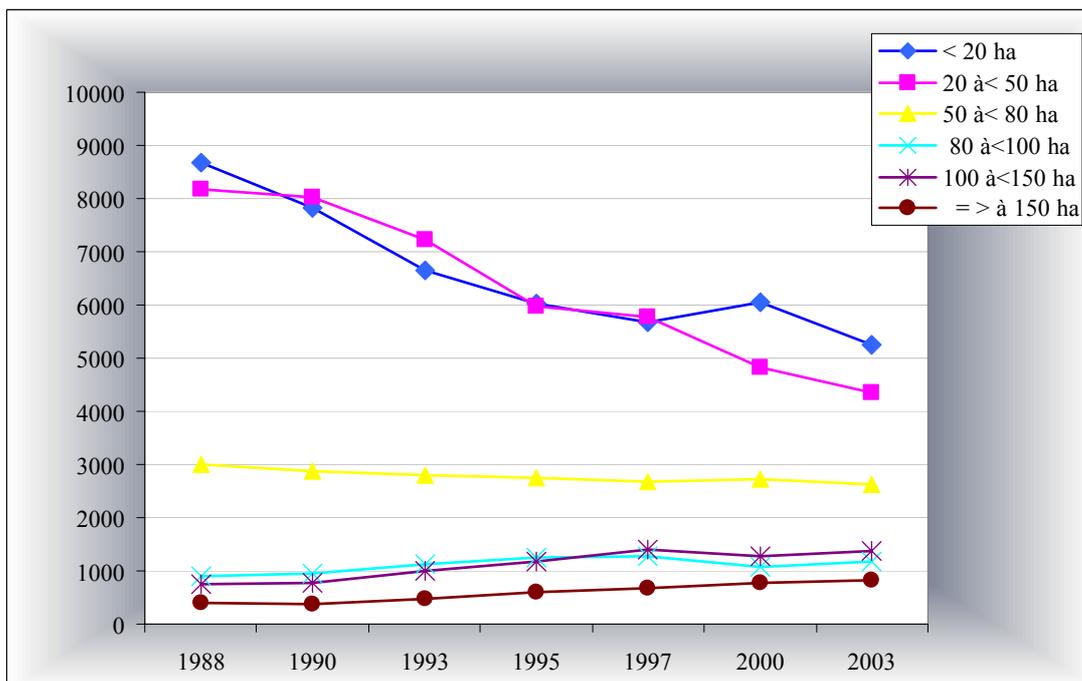
La figure (9) montre un grand déclin à travers le temps des catégories des plus petites tailles (inférieur à 20ha et entre 20 et 50ha) en faveur des deux catégories des plus grandes tailles (100 à 150 ha et 150 ha et plus) qui n'ont pas cessé d'augmenter.

De même, selon la trajectoire et la tendance de chaque groupe, on peut désigner les deux premières catégories comme étant « les petites exploitations » les deux suivantes « les moyennes exploitations » et enfin les deux dernières « les grandes exploitations ».

---

<sup>22</sup> On désignera par « céréalières » ou de « grandes cultures », les exploitations qui sont à orientation technico-économique céréales et cultures générales (OTEX, 13 et 14)

**Figure 10 : Evolution de la taille des exploitations « grandes cultures » (en nombre absolu)<sup>23</sup> du Midi-Pyrénées**



Source : nos calculs à partir des données des recensements agricoles et des enquêtes structures.

Pour expliquer ces évolutions, plusieurs facteurs peuvent être mis en évidence (Goddard et al., 1993). Cependant, en raison du manque d'information sur un nombre important de ces variables, notre choix se limitera uniquement aux variables explicatives citées ci-dessous. En plus, les variables choisies relèvent du domaine de la politique agricole commune adoptée en 1992. En effet, on peut les considérer comme étant des mécanismes de la PAC (Les variables démographiques étant une conséquence des incitations, soit, à la « préretraite », soit, à l'installation des jeunes). Espérant que, dans des études ultérieures, on pourrait introduire d'autres variables telles que la conditionnalité des aides, les indicateurs environnementaux, pour analyser l'impact de la nouvelle réforme de la politique agricole sur le changement structurel.

- 1- Les prix des céréales : « **PRIX** » (ensemble des céréales, prix d'intervention<sup>24</sup> en euros par tonnes (base 100 en 2000). Source : Association Générale des Producteurs de Blé et autres céréales (AGPB).
- 2- Le taux d'intérêt : « **INTER** »
- 3- Le taux de gel : « **GEL** » (une mesure imposée par la politique agricole commune aux agriculteurs recevant les aides).
- 4- Les aides PAC à l'hectare : « **AIDE** » (les aides reçues par ha en 1000 francs).
- 5- Le nombre d'actifs agricoles atteignant l'âge de 60 ans : « **ACT60** » (actifs agricole :....)
- 6- Le nombre d'actifs agricoles atteignant l'âge de 28 ans « **ACT28** ».

Les données ont été collectées principalement du Service Régional Statistique Agricole du Midi-Pyrénées, AGRESTE de Midi-Pyrénées et de la direction Régionale de l'Agriculture et de la Forêt de Midi-Pyrénées et du Languedoc Roussillon, couvrant toute la période étudiée.

<sup>23</sup> Cette figure est exprimée en nombre absolu des exploitations, cependant dans le modèle on va utiliser ces données mais en terme de proportion c'est-à-dire divisées par le nombre maximal des exploitations dans la période étudiée.

<sup>24</sup> Prix payé aux organismes stockeurs (coopératives, négociants) par la commission européenne, via l'ONIC, lorsque les producteurs ne trouvent pas un meilleur prix sur le marché (AGPB).

## Corrélations croisées entre les variables explicatives

Suspectant un problème de colinéarité, nous décidons de vérifier le degré de colinéarité entre les variables exogènes. Nous utilisons pour cette fin le logiciel EVIEWS (*Econometric VIEWS*).

La corrélation entre chaque exogène est donc calculée, et les valeurs sont rangées sous forme d'une matrice de coefficients de corrélation. Nous affichons les résultats d'une sélection de variables dans le tableau suivant :

**Tableau 6 : Matrice de corrélation entre les variables explicatives**

	<i>PRIX</i>	<i>GEL</i>	<i>INTER</i>	<i>AIDE</i>	<i>ACT60</i>	<i>ACT28</i>
<i>PRIX</i>	1.00000	-0.73371	0.92379	-0.93013	0.95318	0.56077
<i>GEL</i>	-0.73371	1.00000	-0.52804	0.90231	-0.69365	0.00657
<i>INTER</i>	0.92379	-0.52804	1.000000	-0.79278	0.90332	0.74116
<i>AIDE</i>	-0.93013	0.90231	-0.79278	1.000000	-0.89434	-0.30899
<i>ACT60</i>	0.95318	-0.69365	0.90332	-0.89434	1.000000	0.64935
<i>ACT28</i>	0.56077	0.00657	0.74116	-0.30899	0.64935	1.000000

Source : nos calculs.

Effectivement, les variables exogènes sont très liées entre elles, certains carrés du coefficient de corrélation tendent vers l'unité et atteignent 0,9.

Cependant cette corrélation entre les variables explicatives telles que les variables « aide », « prix », « gel » et « le nombre d'actifs de 60 ans et plus » est expliquée (justifiée) par la motivation même et la raison d'être de la politique agricole commune. En effet, les mécanismes de la PAC sont, en quelque sorte, liés entre eux. Les aides directes par hectare sont venues compenser la baisse des prix d'intervention et leurs attributions sont dépendantes d'un taux de gel obligatoire. Cette politique d'aide a été accompagnée par une politique de diminution d'effectifs agricoles se résumant à une incitation au départ à la retraite (préretaire). Le renouvellement de génération des actifs agricoles était assuré par une dotation aux jeunes actifs désireux de s'installer.

Pour pallier ce problème de colinéarité entre les variables exogènes, on a eu recours en effet à l'utilisation des variables instrumentales au lieu d'une régression simple de type linéaire ou multinomiale. Désormais l'inconvénient de ces estimateurs est qu'ils ne permettent pas de prendre en compte la corrélation des régresseurs avec les effets ( $W_{it}$ ). Or, l'hypothèse d'exogénéité de certaines variables explicatives est très souvent requise.

L'estimation du modèle sous cette hypothèse nécessite l'emploi de la procédure IV (*Instrumental Variables*, équivalente aux Doubles Moindres Carrés, 2SLS) qui suppose l'existence d'une forme réduite du modèle dans laquelle figurent les variables exogènes utilisables comme instruments. D'où, dans notre cas, l'introduction des contraintes de consistance des données dans le modèle d'optimisation (équation 28).

Le problème d'optimisation de l'entropie croisée généralisée, utilisée pour estimer les probabilités de transition P, est programmé et résolu par le logiciel GAMS (*General Algebraic Modelling System*). Ce logiciel est désigné pour construire et résoudre plusieurs programmes mathématiques complexes, il doit son élan aux expériences pénibles d'un ensemble de modélisation économique de la banque mondiale (Voir Brooke et al., 1992 pour plus de description sur son fonctionnement et utilisation).

Ce logiciel nous a permis de résoudre le programme d'optimisation sous la forme de l'équation (9) sous les contraintes (28), (11) jusqu'à (14) avec :

$$\min_{P,W} \left\{ H(P,W,Q,W^0) = \sum_i \sum_j p_{ij} \ln(p_{ij}/q_{ij}) + \sum_i \sum_t \sum_m w_{itm} \ln w_{itm} \right\} \quad (9)$$

Sujette aux trois ensembles de contraintes suivantes :

(a) les  $K \times T$  contraintes de consistance des données :

$$\sum_t Z_{tn} X_{j,t+1} = \sum_t \sum_i Z_{tn} X_{it} P_{ij} - \sum_t \sum_m Z_{tn} V_m W_{jtm}, \quad \forall j=1, \dots, K, \forall n=1, \dots, N \quad (28)$$

(b) les contraintes de normalisation pour les probabilités de transition  $P$  ( $K$  contraintes) ainsi que pour les poids des erreurs  $W$  ( $K \times T$  contraintes) :

$$\sum_j^K p_{ij} = 1 \quad \forall j=1, \dots, K, \quad (11)$$

$$\sum_m^M w_{jtm} = 1 \quad \forall j=1, \dots, K \quad \forall t=1, \dots, T; \quad (12)$$

(c)  $K^2$  contraintes de non-négativité pour  $P$  et  $K \times T \times M$  contraintes pour  $w$  :

$$p_{ij} \geq 0 \quad \forall i, j=1, \dots, K \quad (13)$$

$$w_{itm} \geq 0 \quad \forall i=1, \dots, K, \quad \forall t=1, \dots, T, \quad \forall m=1, \dots, M. \quad (14)$$

Avec :

$T$ , la période de temps considérée, est égale à 13 années (depuis 1988 à 2000) ;

$K$ , le nombre des types d'exploitation (groupes de taille), est égale à 7 ;

$M$ , le vecteur des supports des erreurs, est égale à 3.

$N$ , le nombre de variables explicatives, est égale à 6 (prix des céréales, prix des engrais, prix de la terre, taux de gel, taux d'intérêt et les aides compensées par ha)

$Q$ , la matrice des informations antérieures (prior) (chaque élément étant égale à  $1/K$  si les probabilités sont uniformes).

La résolution de ce problème comme on l'a explicité dans l'équation (30) nous donne la matrice des probabilités de transition  $P_{ij}$  qui est présentée dans le tableau (6).

### 3 - Résultats et discussions

Comme nous l'avons déjà signalé, les principaux résultats obtenus par le modèle sont : les probabilités de transition et d'immobilité de chaque groupe, leurs trajectoires d'évolution en terme de taille et de nombre, l'impact des variables explicatives sur ces probabilités ainsi que sur le nombre d'exploitations.

#### *A - Estimation des probabilités de transition de chaque groupe*

Les probabilités de transition et d'immobilité sont données sous forme matricielle dans le tableau (6). Les éléments de la diagonale de la matrice donnent un aperçu sur la probabilité d'immobilité des groupes alors que les autres éléments exposent plutôt une esquisse sur les probabilités de transition d'un groupe de taille à un autre : plus la valeur de l'élément est élevée, plus la probabilité de transition et/ou d'immobilité du groupe est élevée et inversement. La ligne 7 et la colonne 7 nous renseignent respectivement sur les probabilités d'entrée et de sortie des exploitations dans et du secteur des grandes cultures. La structure du modèle utilisé dans notre travail permet en effet de modéliser explicitement et séparément l'entrée et la sortie des exploitations, à l'encontre d'autres études qui n'ont pas séparé l'entrée de la sortie des exploitations et ils modélisent l'entrée avec une équation à part (Zepeda, 1995).

Les résultats présentés dans ce travail sont très proches de ceux exposés dans Benarfa (2005). On retrouve en effet les mêmes tendances et des valeurs assez proches. Ce qui nous prouve que le fait de changer certaines variables explicatives dans le modèle ne modifie pas la matrice des probabilités de transition.

**Tableau 7 : La matrice des probabilités de transition non stationnaire (NSTPM)**

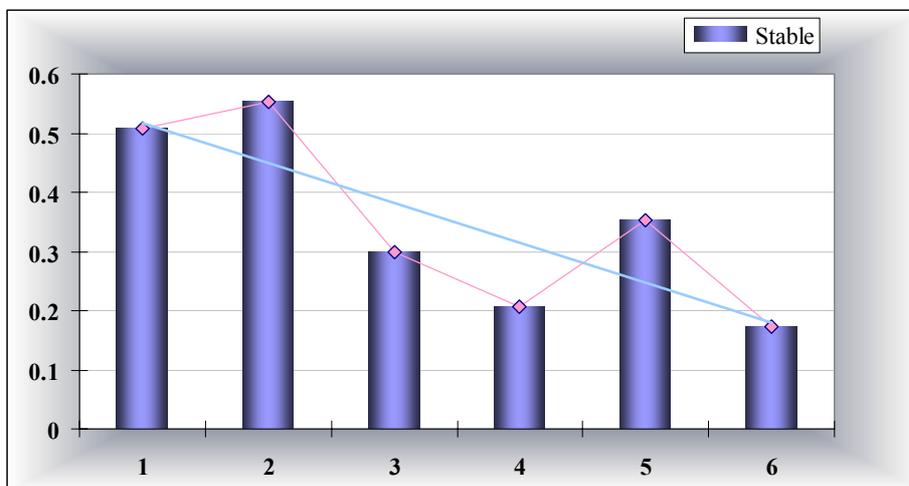
	1	2	3	4	5	6	7
1	<b>0.507</b>	0.100	0.055	0.005	0	0.001	0.332
2	0.112	<b>0.552</b>	0.086	0.017	0.001	0	0.232
3	0.122	0.001	<b>0.298</b>	0.163	0.122	0.060	0.235
4	0.057	0.001	0.214	<b>0.207</b>	0.274	0.133	0.114
5	0.039	0	0.181	0.176	<b>0.352</b>	0.159	0.093
6	0.090	0.005	0.181	0.171	0.248	<b>0.174</b>	0.131
7	0.299	0.336	0.080	0.010	0	0	<b>0.274</b>

Source : nos calculs

Selon les valeurs des éléments de la diagonale de la matrice, on constate que la plupart des exploitations ont tendance plutôt à rester dans leurs catégories de taille initiale. Les catégories de petite taille (<à 50 ha) sont probablement les plus stables puisqu'elles ont les probabilités d'immobilité les plus élevées (On pourrait même dire qu'elles ont du mal à s'ajuster). Par contre, les autres catégories sont plus mobiles et ont plus tendance à changer. Les plus susceptibles de changements sont les groupes 4 (de 80 à 100 ha) et 6 (plus de 150 ha) car ils affichent les probabilités d'immobilité les plus faibles (respectivement 0.2 et 0.17) et des probabilités de transition plutôt élevées.

Ce résultat nous informe que la mobilité des exploitations en terme de taille (c'est-à-dire en quelque sorte la mobilité du facteur de production : terre) dépend de la taille initiale de l'exploitation, les plus grandes semblent être les plus mobiles, d'où plus capables à s'ajuster.

Les classes des petites exploitations (< à 50 ha) ont de faibles chances de s'agrandir et de passer aux autres classes. Leurs probabilités de devenir grande > à 100 ha sont faibles voire même nulles (cf. intersection des deux lignes 1 et 2 (classe de taille < à 20 ha et celle de 20 à 50 ha respectivement) avec les deux colonnes 5 et 6 (classe de taille de 100-150 ha et celle >150 ha respectivement)).

**Graphique 11 : Probabilité de rester stable pour chaque catégorie de taille**

Source : nos calculs à partir de la matrice des probabilités de transition

La performance globale du modèle est moyenne. L'entropie normalisée  $S(\hat{P})$  de la matrice est 0,76 ; le pseudo- $R^2$  :  $\rho^2 = 0,232$ . Le test de non stationnarité montre un (*entropy ratio*)  $ER = 44.1$ , qui est significatif à 99%.

La plupart des groupes (surtout 3, 4, 5 et 6) ont des probabilités de transition, presque uniformes et élevées, vers un ou deux groupes au dessous de leur groupe de taille initial et un ou deux groupes en dessus (voir les éléments à gauche et ceux à droite de chaque élément de la diagonale). Ce qui montre que l'ajustement (augmentation ou diminution de taille) se fait presque entre les groupes de taille les plus

proches ce qui signifie que le changement structurel n'est pas un phénomène brusque mais se produit d'une manière tendancielle.

En effet, comme on l'a déjà mentionné, certaines recherches ont indiqué que les exploitations ne diminuent pas typiquement de taille sans sortir de l'activité agricole, tandis que d'autres études argumentent qu'elles peuvent augmenter ou diminuer de taille, mais avec pas plus d'une seule catégorie de taille par transition (Zepeda, 1995b, 842 et Jongeneel, 2002).

D'autres études ont suggéré que les exploitations peuvent se déplacer de plus d'une catégorie (Krantininis, 2002). Ces hypothèses ou suppositions peuvent être introduites soit sous forme de contrainte (restriction) supplémentaire dans le problème (Zepeda, 1995b) soit sous forme d'information préalable « prior » (Jongeneel, 2002) ou de matrice de préalable Q (Karantininis, 2002) en utilisant l'entropie croisée. Dans les deux cas, la plupart des éléments de part et d'autre de la diagonale seront explicitement restreints à zéro. Ceci étant pour refléter le fait que les exploitations ne peuvent augmenter ou diminuer que d'une certaine taille uniquement.

Dans l'étude Benarfa (2005) ainsi que dans le modèle précédent, on n'a imposé aucune hypothèse de ce genre d'où les probabilités dans la matrice des préalables « prior » sont uniformément distribuées. Les résultats sont assez plausibles puisque il n'y a pas de valeurs très importantes de part et d'autre de la diagonale de la matrice des probabilités de transition. Cependant ce type d'information paraît important pour l'amélioration de la qualité des résultats du modèle (Karantininis, 2002), ce qui nous incite à considérer cette alternative et tester cette éventualité. Pour cela, en se basant sur la méthode développée par Karantininis (2002) et sur l'approche de l'entropie croisée, on va supposer une matrice de Préalable Q où les distributions des probabilités ne sont pas uniformes, et le modèle est capable de choisir combien les probabilités estimées sont proches des informations préalables.

Pour construire une telle matrice d'informations préalables sur les probabilités  $P_{ij}$  on va utiliser la logique suivante : d'abord, on construit une matrice de probabilités uniformes égale à  $1/K$  ( $1/7$ ). Ensuite, on garde les éléments  $p_{ij}$  pour tout  $j \leq i+2$  ou  $\geq i-2$  pour  $i, j \neq 7$ . Le reste des éléments étant égale à 0, on augmente, enfin, la valeur des éléments de la diagonale à :  $1 - \sum_j p_{ij} \quad \forall i \neq j$ .

Avec ce processus, premièrement, on suppose que les exploitations ne peuvent pas se déplacer de plus de deux catégories taille au dessus ou en dessous. Deuxièmement, les éléments de la diagonale « captent » toutes les valeurs des éléments de part et d'autre de la diagonale qui sont égale à zéro dans chaque ligne. Ce qui reflète les informations préalables : il est plus probable qu'une exploitation reste dans la même catégorie qu'autrement.

En commençant par une distribution uniforme (ignorance complète), on impose très peu d'informations artificielles dans la matrice.

En évaluant la distribution des préalables, on doit faire attention à ce que les préalables ne soient pas en contradiction avec les résultats de la NSTPM estimée (voir tableau 6).

On note, par exemple, que la plupart des éléments de part et d'autre de la diagonale sont, le plus souvent, des zéros ou des valeurs très faibles, désormais les préalables n'ajoutent pas vraiment beaucoup d'informations dans cette question.

La matrice Q est représentée dans le tableau (7) :

**Tableau 8 : La matrice des informations préalables « prior »  $q_{ij}$** 

	1	2	3	4	5	6	7
1	<b>0.573</b>	0.142	0.142	0	0	0	0.142
2	0.142	<b>0.431</b>	0.142	0.142	0	0	0.142
3	0.142	0.142	<b>0.290</b>	0.142	0.142	0	0.142
4	0	0.142	0.142	<b>0.290</b>	0.142	0.142	0.142
5	0	0	0.142	0.142	<b>0.431</b>	0.142	0.142
6	0	0	0	0.142	0.142	<b>0.573</b>	0.142
7	0.142	0.142	0.142	0.142	0.142	0.142	0.142

Source : nos calculs.

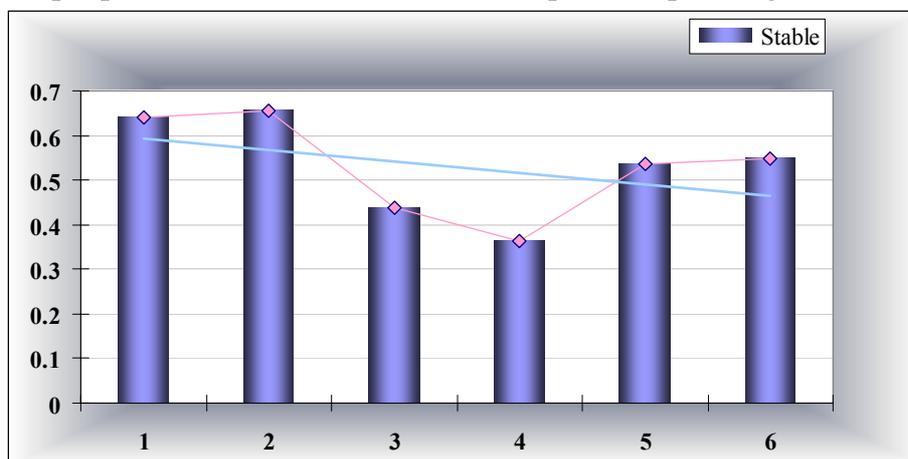
Les résultats de ce modèle (TPM) sont rapportés dans le tableau ci-dessous

**Tableau 9 : La matrice des probabilités de transition non stationnaire (NSTPM)**

	1	2	3	4	5	6	7
1	<b>0.641</b>	0.061	0.035	0	0	0	0.262
2	0.066	<b>0.654</b>	0.058	0.018	0	0	0.204
3	0.168	0.001	<b>0.439</b>	0.115	0.092	0	0.184
4	0	0.001	0.211	<b>0.362</b>	0.194	0.116	0.115
5	0	0	0.159	0.127	<b>0.535</b>	0.097	0.082
6	0	0	0	0.149	0.177	<b>0.549</b>	0.125
7	0.217	0.274	0.087	0.018	0.003	0.009	0.392

Source : nos calculs.

La NSTPM montre un  $S(\hat{P}) = 0,647$ , le pseudo- $R^2$  correspondant :  $\rho^2 = 0,353$  et un ER= 48,4. Ceci est une amélioration remarquable comparée au modèle précédent avec distribution uniforme. Suffisamment perceptible est le fait que la NSTPM estimée dans le tableau 8 conserve beaucoup la structure de la matrice des préalables « prior » dans le tableau 7. Ce qui implique que ces croyances préalables « priors » sont supportées par les données (Golan, Judge, and Miller, 1996).

**Graphique 12 : Probabilité de rester stable pour chaque catégorie de taille**

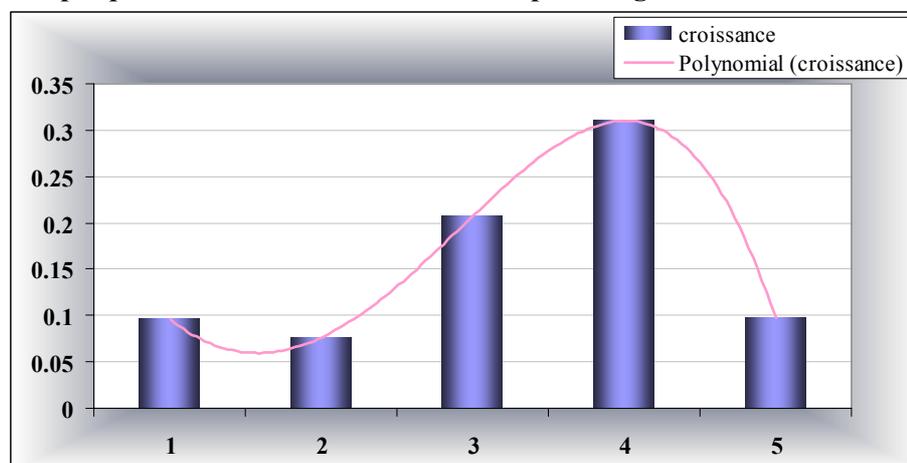
Source : nos calculs

D'après la figure (13) on constate que la croissance<sup>25</sup> (augmentation de taille) des exploitations est clairement liée à leurs tailles. Les exploitations de taille moyenne sont celles qui ont la probabilité la plus élevée de s'accroître dans un but d'économie d'échelle. Les exploitations de grande taille ont une probabilité de croissance plus faible, ce qui rappelle la notion de la taille optimale au-delà de laquelle

<sup>25</sup> On désigne par croissance la somme des probabilités d'augmentation de taille, c'est-à-dire la somme des probabilités se trouvant à droite des éléments de la diagonale de chaque groupe de taille.

l'augmentation de taille n'est pas significative d'économie d'échelle. Cependant, cette croissance n'est pas proportionnelle, donc, étant donné que les catégories de taille sont parfaitement arbitraires, et comme le suggère Karantininis (2002) on ne peut pas mettre des connections immédiates de ce résultat avec la loi de Gibrat stipulant que la croissance proportionnelle d'une entreprise est indépendante de sa taille.

**Graphique 13 : Probabilité de croissance par catégorie de taille**



Source : nos calculs

Karantininis (2002) propose de considérer plutôt les changements proportionnels, étant donné les limitations de l'agrégation des catégories.

Pour ce faire, on calcule la taille médiane de chaque catégorie de taille et on prend sa probabilité de transition à la catégorie où elle va approximativement doubler de taille (voir tableau (7)). Ainsi ces probabilités de transition montrent la probabilité des exploitations dans les catégories 1 à 5 de doubler leur taille (croissance proportionnelle).

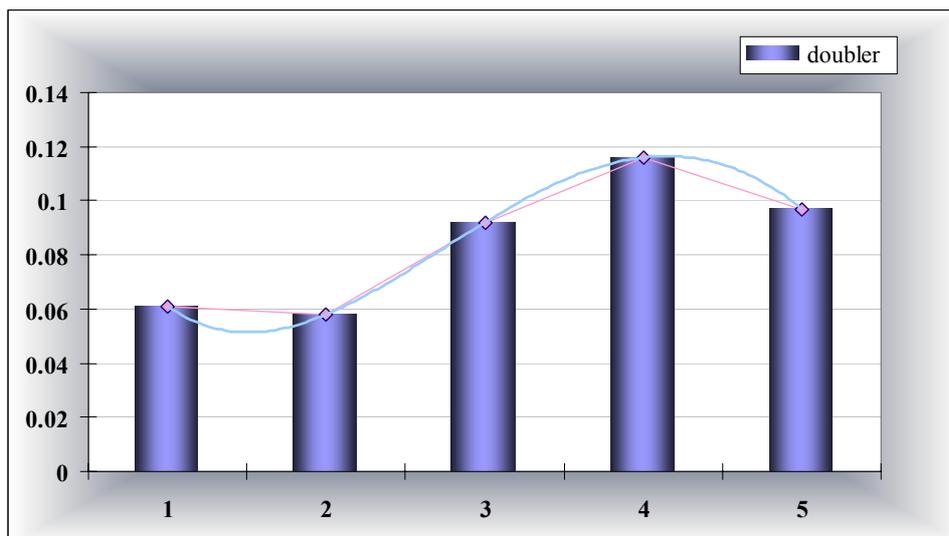
Ces probabilités sont tracées dans le graphique (14). On constate que cette croissance augmente avec la taille. Notre résultat n'est pas conforme à la prédiction de la loi de Gibrat sur la croissance proportionnelle (ni avec les résultats de Karantininis (2002) et Butault et Delame (2004) qui trouvent qu'il n'y a pas des corrélations significatives entre les tailles médianes et les probabilités de transition). Bien que ce résultat ne doit pas être vu comme un test de l'hypothèse de Gibrat, (Karantininis, 2002) il mérite d'autres investigations.

**Tableau 10 : Probabilités des exploitations de doubler de taille**

	Catégorie de taille	Taille médiane	Catégorie de taille	Probabilité de doubler de taille
< à 20 ha	1	10	2	0.061
20 à < 50 ha	2	35	3	0.058
50 à < 80 ha	3	65	5	0.092
80 à < 100 ha	4	90	6	0.116
100 à < 150 ha	5	125	6	0.097
150 ha et plus	6			

Source : nos calculs

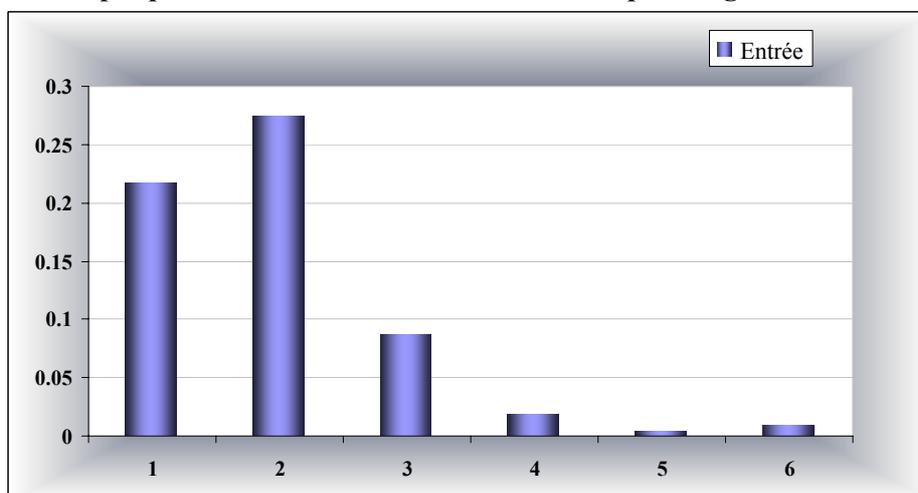
**Graphique 14 : Probabilité de doubler de taille**



Source : nos calculs

En terme d'entrée dans le secteur et toujours selon la dernière ligne de la matrice des probabilités de transition non-stationnaire (NSTPM), l'entrée pourrait à priori se produire dans la catégorie de petite taille (1 et 2 ou < à 50 ha) et beaucoup moins dans la catégorie des moyennes et des grandes exploitations<sup>26</sup> (Figure 15). On remarque en effet une sorte de barrière à l'entrée qui augmente avec la taille des exploitations. Les probabilités d'entrée dans les deux catégories des grandes exploitations (100 à 150 et > 150 ha) sont très faibles, cependant l'impact est plus significatif étant donné que le nombre dans ces catégories est très faible comparé au reste.

**Graphique 15 : Probabilité d'entrée dans chaque catégorie de taille**



Source : nos calculs

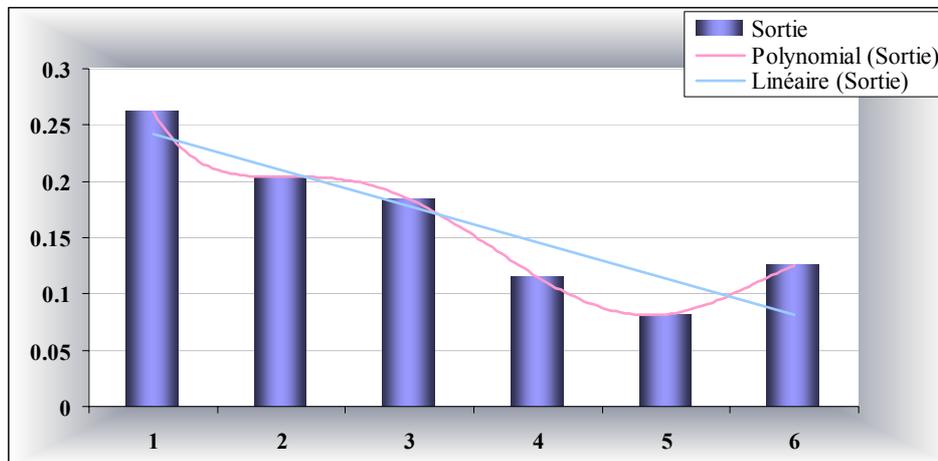
Comme nous l'avons signalé, la dernière colonne de la matrice nous renseigne sur les probabilités de sortie des exploitations de l'activité grandes cultures ou même de l'activité agricole en générale. Cette probabilité diminue avec l'augmentation de la taille (Figure 16) : elles sont plus élevées pour les catégories de petite taille (< à 20 ha). Ces résultats reflètent parfaitement la réalité car ils montrent que les

<sup>26</sup> Les probabilités sur les entrées et sorties doivent être interprétées avec précaution parce que la 7<sup>ième</sup> catégorie est réellement artificielle et les probabilités actuelles ne disent pas grande chose, excepté pour leurs tailles relatives qui permettent une comparaison entre les différentes catégories (Karantininis, 2002).

petites exploitations sont les plus susceptibles de quitter l'activité agricole expliquant ainsi la diminution de leur nombre.

Cependant, cette estimation n'exclut pas le fait que certaines de ces grandes exploitations (avec des probabilités assez élevées de 0.125) pourraient également sortir du secteur montrant ainsi qu'elles ne sont pas aussi pérennes que l'on croyait.

**Graphique 16 : Probabilité de sortie des exploitations par catégorie de taille**



Source : nos calculs

***B - Impacts des facteurs explicatifs du changement structurel sur la probabilité de transition et sur le nombre d'exploitation dans chaque groupe de taille***

Notre objectif dans cette section est de détecter l'impact de différentes variables explicatives retenues dans le modèle sur les probabilités de transition P de chaque groupe ainsi que sur leurs poids relatifs X (c'est-à-dire le nombre des exploitations dans chaque groupe). Cet impact est apprécié sous forme d'élasticités données par les équations suivantes :

$$E_{ijtn}^p = \frac{\partial \tilde{p}_{ij}}{\partial z_{tn}} \frac{\bar{z}_{tn}}{\tilde{p}_{ij}} = \bar{x}_{it} \bar{z}_{tn} \left[ \tilde{\lambda}_{nj} - \sum_j \tilde{p}_{ij} \tilde{\lambda}_{nj} \right] \quad (33)$$

$$E_{jn}^{x(t+1)} = \frac{\partial x_{j(t+1)}}{\partial z_{tn}} \frac{\bar{z}_{tn}}{\bar{x}_{j(t+1)}} = \frac{\bar{z}_{tn}}{\bar{x}_{j(t+1)}} \sum_i \left[ \tilde{p}_{ij} \bar{x}_{it}^2 \left( \tilde{\lambda}_{nj} - \sum_j \tilde{p}_{ij} \tilde{\lambda}_{nj} \right) \right] \quad (35)$$

Où :  $\tilde{p}$  : Les probabilités de transition estimées par le modèle ;

$\tilde{\lambda}$  : Le lagrangien du problème de maximisation de l'entropie croisée ;

$\bar{Z}$  : La matrice (T×N) de variables explicatives choisies dans le modèle en terme de moyenne (divisées par le total de la série) ;

$\bar{X}$  : La matrice (T×I) d'évolution du nombre des exploitations dans chaque groupe de taille.

Les élasticités, sur les probabilités de transition et sur le nombre d'exploitation, de chaque variable explicative sont données par les tableaux (11) à (17).

## a) Impact des facteurs explicatifs sur les probabilités des transitions

### 1<sup>ère</sup> variable : les prix des céréales

Les effets des prix des céréales sur les probabilités de transition sont rapportés dans le tableau suivant :

**Tableau 11 : Les élasticités moyennes des prix des céréales sur les probabilités de transition**

	1	2	3	4	5	6	7
1	-15.118	104.463	20.343	45.132	37.823	11.225	9.758
2	-86.302	33.196	-50.867	-26.094	-33.399	-59.978	-61.444
3	-13.438	36.631	1.41	11.789	8.729	-2.408	-3.022
4	-7.76	12.558	-1.735	2.477	1.235	-3.284	-3.534
5	-7.622	12.1	-1.773	2.315	1.109	-3.277	-3.519
6	-2.964	6.9	-0.039	2.006	1.403	-0.791	-0.912
7	-48.202	74.091	-11.938	13.414	5.939	-21.262	-22.763

Source: notre estimation

D'après ce tableau, on constate que les prix des céréales ont un effet négatif sur toutes les probabilités de transition vers les petites exploitations (< 20 ha) (voir colonne 1).

Selon ce tableau, on remarque également qu'une baisse des prix est significative d'une baisse des exploitations de taille entre 20 et 50 ha (c'est ce qui expliquerait la baisse spectaculaire de cette catégorie de taille suite à la baisse des prix d'intervention). On constate, d'après les éléments de la diagonale de la matrice des élasticités, que les probabilités que les exploitations restent stables et ne changent pas de catégorie augmentent avec l'augmentation des prix, sauf pour le groupe des exploitations de moins de 20 ha et celui des exploitations de plus de 150 ha.

De plus, à travers la dernière ligne de la matrice, on remarque que les élasticités sont négatives pour les catégories des exploitations de petite taille (< 20 ha), ce qui indique que si les prix des céréales augmentent, les probabilités d'entrée dans les petites exploitations diminuent, par contre, les élasticités pour l'entrée dans les moyennes exploitations sont positives et élevées, indiquant une grande influence des prix des céréales dans l'entrée dans les grandes catégories.

L'augmentation des les prix des céréales a un effet négatif, mais faible, sur la probabilité de sortie des grandes exploitations, cependant, elle augmente la probabilité de sortie des petites exploitations. L'augmentation des prix des céréales semble avoir un effet sur la baisse des probabilités de sortie des exploitations de taille entre 20 et 50 ha ce qui montre que les prix garantis sont une sorte d'assurance pour les exploitations de taille moyenne. Comme l'indique la dernière colonne de la matrice (Tableau (11)).

### 2<sup>ème</sup> variable : le taux d'intérêt

Les élasticités des probabilités du taux d'intérêt sont montrées dans le tableau (12).

**Tableau 12 : Les élasticités moyennes des probabilités pour le taux d'intérêt**

	1	2	3	4	5	6	7
1	8.339	-13.704	-6.439	-12.47	-11.75	-13.373	-16.316
2	20.654	-1.374	5.886	-0.141	0.579	-1.044	-3.984
3	6.409	-2.82	0.222	-2.304	-2.002	-2.682	-3.914
4	3.389	-0.357	0.878	-0.147	-0.025	-0.3	-0.8
5	3.277	-0.358	0.84	-0.155	-0.036	-0.304	-0.789
6	1.786	-0.032	0.567	0.07	0.129	-0.005	-0.247
7	18.024	-4.52	2.91	-3.258	-2.521	-4.181	-7.19

Source : notre estimation

La plupart de ces élasticités sont négatives pour les éléments au dessus de la diagonale, indiquant que le taux d'intérêt semble affecter la croissance et favoriser la diminution de la taille des exploitations de grandes cultures. D'où on pourrait avancer que si le taux d'intérêt augmente, les investissements en terme d'accroissement du facteur de production (terre) diminueraient.

### **3<sup>ème</sup> variable : le taux de gel**

Les effets des taux de gel imposés par la PAC sur les probabilités de transition des exploitations sont rapportés dans le tableau ci-dessous :

**Tableau 13 : Les élasticités moyennes des probabilités pour le taux de gel**

	1	2	3	4	5	6	7
1	-2.998	5.954	-0.361	2.23	5.737	3.949	5.981
2	-7.926	1.02	-5.29	-2.702	0.803	-0.984	1.046
3	-1.771	1.977	-0.667	0.418	1.886	1.137	1.988
4	-1.019	0.502	-0.571	-0.131	0.465	0.161	0.507
5	-1.182	0.294	-0.747	-0.32	0.259	-0.036	0.299
6	-0.599	0.139	-0.381	-0.168	0.122	-0.026	0.142
7	-6.53	2.625	-3.833	-1.184	2.403	0.574	2.652

Source : notre estimation

On constate que ces effets, qui sont sous forme d'élasticités, sont positives pour la plupart des éléments à droite de la diagonale ce qui indique qu'une augmentation des taux de gel induirait une augmentation dans les probabilités de croissance des exploitations et d'où une augmentation des tailles pour constituer des réserves de surfaces pour le gel des terres. Ceci est surtout vrai pour les exploitations de taille < à 20 ha qui verraient leur probabilité de passage vers le groupe suivant (2) augmenter avec l'augmentation du taux de gel.

La dernière colonne nous renseigne également que l'augmentation des taux de jachère obligatoire augmenterait la probabilité de sortie de toutes les exploitations toute catégorie de taille confondue mais ceci étant particulièrement fort pour les petites exploitations (forte augmentation des probabilités de sortie comparée aux autres). Ceci pourrait être expliqué par le fait que les petites exploitations sont dans l'incapacité (financière) d'acquérir du terrain et d'augmenter leur taille pour compenser l'augmentation de la jachère obligatoire d'où ils serviraient plutôt à agrandir les autres exploitations ou à augmenter le nombre des exploitations de taille entre 20 et 50 ha, peut être en se consolidant ensemble.

### **4<sup>ème</sup> variable : les aides PAC par hectare**

Les élasticités des aides compensatoires en 1000 francs par hectare sur les probabilités de transition sont représentées dans le tableau (14).

**Tableau 14 : Les élasticités moyennes des aides PAC / ha sur les probabilités**

	1	2	3	4	5	6	7
1	-0.433	-7.243	5.67	5.588	2.085	3.788	2
2	3.493	-3.312	9.592	9.51	6.009	7.711	5.924
3	-1.695	-4.546	0.861	0.826	-0.641	0.072	-0.676
4	-0.802	-1.959	0.235	0.221	-0.374	-0.085	-0.389
5	-0.609	-1.732	0.398	0.384	-0.193	0.088	-0.207
6	-0.327	-0.889	0.177	0.17	-0.119	0.021	-0.126
7	0.233	-6.732	6.475	6.39	2.808	4.55	2.721

Source : nos estimations

Les deux premières colonnes de la matrice de ce tableau (étant donné que toutes les élasticités sont négatives à droite de la première cellule de la ligne) nous montre que l'augmentation des aides

compensatoires diminuerait le nombre des petites exploitations (< à 50 ha), alors que la plupart de celui des autres catégories augmenterait.

Selon la 7<sup>ième</sup> colonne, on tire un résultat surprenant (qui nécessite peut-être d'autre investigation). D'abord l'augmentation des aides PAC semble avoir un effet positif fort sur la probabilité de sortie des très petites exploitations (< à 50 ha). Ce qui est en contradiction avec les résultats trouvés dans Benarfa (2005) avec le même échantillon mais avec des variables explicatives différentes. Ce qui nous pousse à penser qu'il y a une interaction entre les variables explicatives. Ensuite, ces mêmes aides sont susceptibles de diminuer la probabilité de sortie des exploitations qui ont une taille de 50 ha et plus.

On peut dire également que la catégorie sur laquelle les politiques des paiements compensatoires ont le plus d'effet est celle qui comporte les exploitations de petite taille (< à 50 ha), ce sont elles qui sont les plus touchées et leurs probabilités de rester dans la même catégorie (c'est-à-dire que leur nombre reste stable) diminuent avec l'augmentation des aides à l'hectare. De plus, les politiques agricoles (aides directes par hectare) ont un impact positif sur leur probabilité de croissance ce qui signifie que ces politiques semblent encourager cette catégorie d'exploitations à augmenter leur taille.

Autre constatation qu'on peut tirer à partir des élasticités des aides PAC par hectare est que ces dernières diminuent la probabilité de sortie des moyennes et grandes exploitations (ce qui veut dire qu'elles favorisent leurs survies). Cependant, cette analyse ne fournit pas une direction claire des effets de cette mesure de politique (aides compensatoires) sur le sens de l'ajustement structurel, ceci peut être dû au choix arbitraire des catégories de taille ou également, et comme le suspecte Jongeneel (2002), il pourrait y avoir une surestimation des petites exploitations par le modèle ce qui nécessite plus d'investigation.

#### **5<sup>ème</sup> variable : le nombre des actifs agricoles familiaux atteignant 60 ans**

Le choix des variables démographiques a été motivé d'abord par le fait perceptible de la forte diminution du nombre des actifs agricoles durant les dernières décennies. Ensuite par le fait que cette diminution a été incitée par un mécanisme de la politique agricole commune, suite aux opérations de pré-retraite.

Les impacts du nombre des actifs agricoles sur les probabilités de transition et sur le nombre des exploitations sont rapportés dans le tableau ci-dessus :

**Tableau 15 : Les élasticités moyennes des probabilités pour le nombre d'actifs atteignant 60 ans**

	1	2	3	4	5	6	7
1	-10.5	-76.633	24.287	27.227	29.975	41.374	40.384
2	30.135	-35.953	64.898	67.836	70.582	81.974	80.984
3	-13.681	-41.372	0.884	2.115	3.266	8.039	7.624
4	-6.908	-18.145	-0.997	-0.498	-0.031	1.906	1.738
5	-6.791	-17.698	-1.054	-0.569	-0.116	1.765	1.601
6	-3.928	-9.383	-1.058	-0.816	-0.589	0.351	0.27
7	-6.233	-73.866	29.343	32.35	35.16	46.818	45.805

Source : notre estimation

On remarque que la plupart des élasticités au-dessous des éléments de la diagonale sont négatives. Ces résultats montrent que la diminution des agriculteurs atteignant 60 ans (c'est-à-dire départ à la retraite) induirait une diminution de la taille des exploitations.

D'après la dernière ligne de la matrice, on constate que le nombre des entrées dans les petites exploitations de moins de 50 ans diminuerait avec l'augmentation du nombre des actifs de 60 ans et plus. Ce qui veut dire par analogie que leur diminution ou le départ à la retraite augmenterait le nombre d'entrée dans cette catégorie de taille.

La dernière colonne nous renseigne sur les effets de cette variable sur les probabilités de sortie des exploitations. Ces effets sont compatibles avec la réalité. En effet, les élasticités sont toutes positives, ce

qui veut dire que l'augmentation des vieux agriculteurs augmenterait les probabilités de sortie des exploitations surtout celles qui ont une taille inférieure à 50 Ha.

### 6<sup>ème</sup> variable : nombre des actifs agricoles familiaux atteignant 28 ans

Les élasticité du nombre des jeunes agriculteurs sur les probabilités de transition sont présentées dans le tableau suivant :

**Tableau 16 : Les élasticité moyennes des probabilités pour le nombre d'actifs atteignant 28 ans**

	1	2	3	4	5	6	7
1	20.72	-12.845	-43.415	-67.494	-63.515	-46.69	-41.843
2	39.96	6.418	-24.132	-48.193	-44.217	-27.404	-22.561
3	24.143	10.089	-2.711	-12.793	-11.127	-4.082	-2.053
4	13.07	7.367	2.172	-1.919	-1.243	1.616	2.439
5	12.886	7.35	2.308	-1.663	-1.006	1.768	2.568
6	6.012	3.243	0.721	-1.265	-0.937	0.451	0.851
7	42.72	8.393	-22.871	-47.496	-43.427	-26.22	-21.263

Source : notre estimation

Les résultats sont très satisfaisants et conciliables avec la réalité. La plupart des éléments au dessus de la diagonale sont négatives. Ce qui montre que l'augmentation du nombre des jeunes agriculteurs induirait une diminution de la taille des exploitations (effet négatif sur la croissance des exploitations). En contrepartie, l'augmentation des jeunes augmenterait le nombre des petites exploitations de moins de 50 ha (élasticité positives au dessous de la diagonale).

La dernière ligne nous révèle que l'entrée des jeunes agriculteurs se fait plutôt dans les catégories d'exploitation de petite taille. Cependant, et en correspondance avec la réalité, le modèle présenté dans cette étude ne tient pas compte du phénomène sociétaire et le fait que plusieurs jeunes peuvent se mettre ensemble pour former une société (EARL). Néanmoins l'augmentation de la taille des exploitations est en partie liée à l'essor des formes sociétaires.

De plus, la dernière colonne de la matrice montre que l'augmentation des jeunes agriculteurs diminuerait de beaucoup les probabilités de sortie des petites et moyennes exploitations et favoriserait leur survie.

### **b) Impact des facteurs explicatifs sur le nombre (poids) relatif à chaque groupe de taille**

L'impact des variables exogènes sur le nombre des exploitations dans chaque catégorie de taille est donné par le tableau suivant :

**Tableau 17 : Les élasticité des variables exogènes sur le nombre des exploitations dans chaque catégorie de taille**

	1	2	3	4	5	6	7
Prix des céréales	-27.058	48.939	-7.51	3.454	3.128	-4.181	-19.029
Taux d'intérêt	11.165	-3.011	1.121	-1.095	-0.535	-0.594	-8.118
Taux de gel	-4.021	1.771	-1.967	-0.389	0.734	0.081	2.946
Aides PAC/ ha	-0.113	-4.503	3.601	2.058	-0.28	0.507	2.698
Actifs de 60 ans	-7.073	-48.969	17.479	10.85	1.378	6.128	45.091
Actifs de 28 ans	27.108	5.767	-12.691	-14.817	-4.376	-1.905	-23.625

Source : nos estimations

Comme on peut le voir ces élasticité sont, en fait, l'effet composé ou cumulé des élasticité sur les probabilités précédemment explicitées, puisque les élasticité sur le nombre dans chaque catégorie sont l'effet accumulé durant le temps des variables explicatives.

Le prix d'intervention des céréales a une élasticité négative en ce qui concerne les catégories des petites exploitations (1) et positive pour la catégorie d'exploitations entre 20 et 50 ha ce qui est en concordance avec les élasticités sur les probabilités des transitions, d'où on peut tirer la conclusion que l'augmentation des prix d'intervention des céréales est en faveur d'une augmentation du nombre des exploitations de 20 à 50 ha et inciterait les petites exploitations de moins de 20 ha à s'agrandir et devenir des moyennes.

Concernant le taux d'intérêt les élasticités qu'ils montrent sont négatives pour la plupart des catégories 2 à 6 (>20 ha) (sauf la catégorie 3 (de 50 à 80 ha)). Cependant, l'augmentation du taux d'intérêt augmenterait le nombre des petites exploitations. On peut donner pour cela l'explication faite par Massow et al., (1992) pour un résultat similaire, qui est le fait que les grandes exploitations peuvent diminuer de taille à cause des taux d'intérêt élevés, ce qui augmenterait en même temps le nombre des petites exploitations. Ce résultat paraît plausible, en effet une augmentation du taux d'intérêt est significative d'une diminution de l'investissement et même d'un désinvestissement.

Le taux de gel a des effets négatifs sur le nombre des exploitations dans la 1<sup>ère</sup> catégorie (< 20 ha) au profit de l'augmentation du nombre de la catégorie suivante (les exploitations entre 20 et 50 ha). On pourrait dire que l'augmentation du taux de gel favoriserait la consolidation des petites exploitations entre elles.

Un résultat très important traduit le fait que les aides compensatoires de la PAC ont un effet négatif sur le nombre des « petites » exploitations (< à 50 ha). Cependant, ce résultat n'est pas si étrange que ça, en effet, il est en concordance avec l'évolution du nombre des exploitations par catégorie de taille précédemment tracée dans la figure (9) qui montre qu'avec l'élimination des prix d'intervention des céréales (qui ont chuté durant les années 90) et l'introduction des aides directes par hectare pour compenser cette baisse en 1993, la diminution du nombre des exploitations de moins de 50 ha s'est accrue. D'où on peut dire qu'effectivement les paiements directs n'ont pas pu compenser la baisse des prix des céréales.

Cependant, ces aides par hectare ont un effet positif sur le nombre des exploitations de taille moyenne entre 50 et 100 ha et également un effet positif, mais faible, sur le nombre des grandes exploitations (> à 150 ha) ce qui explique leur augmentation durant la décennie passée. Cependant ces résultats ne sont pas en parfaite concordance avec ceux dégagés dans Benarfa (2005) d'où ils ne peuvent pas affirmer le sens des effets des aides PAC.

La variable démographique, présentant le nombre de la population active agricole de 60 et plus et susceptible de partir en retraite, a un effet négatif sur le nombre des petites exploitations. Ce qui veut dire que le départ à la retraite et la diminution de cette population augmenterait le nombre des exploitations de petite taille (< à 50 ha). Au contraire, si cette population augmente, cela entraînerait une augmentation de la taille des exploitations.

Un résultat analogue est dégagé en ce qui concerne les jeunes actifs agricoles. En effet, l'augmentation du nombre des jeunes agriculteurs augmenterait le nombre des petites exploitations. Ce qui explique le fait que l'installation des jeunes se fasse dans les petites exploitations pour compenser les départs à la retraite des vieux. Cependant, on pourrait envisager le fait que plusieurs jeunes peuvent mettre en commun leurs capitaux (leurs terres) pour former une société et par la suite agrandir leur exploitation. Toutefois, cette modalité n'est pas issue des résultats du modèle empirique, mais elle vient d'une constatation de la réalité.

# Conclusion

Le changement structurel est désormais un processus dynamique, évolutionnaire, et bien qu'il soit généré par des décisions individuelles (exemple : par une décision d'augmenter ou de diminuer la taille de l'exploitation), il n'est détecté d'une façon significative qu'à des niveaux d'échelle plus élevés. Il peut être déterminé -parmi d'autres- par un ajustement constant aux changements dans les politiques, la demande, l'offre ou le revenu et dans les processus technologiques (OCDE, 1994).

Du point de vue de la modélisation, l'appréciation du changement structurel comme étant un processus évolutif complexe, prenant en compte les interactions avec l'environnement, nécessite l'élaboration d'une méthodologie robuste capable d'appréhender cette complexité et cette dynamique sans pour autant être compliqué et incompréhensible.

La littérature nous propose un modèle dynamique évolutionniste capable de prendre en compte une certaine complexité du système agricole notamment l'ajustement structurel. Ce modèle, basé sur le processus de Markov non stationnaire, offre plusieurs opportunités pour expliquer la dynamique du changement structurel dans une perspective nouvelle et différente (utilisant une méthode innovatrice : l'entropie croisée généralisée, originaire de la théorie de l'information). Le modèle nous permet d'endogénéiser les probabilités de passage des exploitations d'un groupe d'exploitations types à un autre, ainsi que leur probabilité de sortie du secteur et nous informe sur les poids relatifs de chaque groupe à tout moment.

Le processus de Markov non stationnaire s'avère également un outil prometteur pour l'analyse des politiques futures comme étant un des déterminants les plus importants du changement structurel.

Dans cette étude, on a utilisé l'estimateur des variables instrumentales de l'entropie croisée, développé par Karantininis (2002), pour calculer la matrice des probabilités de transition non-stationnaire des exploitations de grandes cultures dans la région Midi-Pyrénées (considérant la transition de 6 groupes de taille durant la période 1988 à 2000). A partir de cette matrice, l'estimation, sous forme d'élasticité, de l'impact de certaines variables explicatives notamment certaines mesures de politiques agricoles, sur les probabilités de transition et sur le nombre d'exploitation dans chaque groupe de taille, a pu être réalisée.

Un des résultats les plus importants de cette étude est la mise en évidence d'une croissance qui varie en fonction de la taille des exploitations, contredisant ainsi la prédiction de la loi de Gibrat. En effet, cette loi concernant la croissance proportionnelle stipule que la croissance est indépendante de la taille des entreprises. Cependant, ce résultat nécessite d'être confirmé par d'autres études.

La plupart des résultats obtenus restent plausibles et conformes à la réalité. En effet, les probabilités de sortie des exploitations de l'activité diminuent avec l'augmentation de la taille de l'exploitation, ce qui est prévisible étant donné que les petites exploitations sont plus susceptibles de quitter l'activité. On constate néanmoins que les grandes exploitations ont une probabilité de sortie non nulle ce qui laisse sous-entendre que celles-ci ne sont pas aussi pérennes qu'on le croyait.

Certaines mesures de politiques agricoles ont été introduites comme déterminants de la dynamique des structures de production, en particulier les impacts du taux de gel, des prix d'intervention pour les céréales et des aides compensées à l'hectare. Le nombre des actifs agricoles est incorporé comme variable démographique expliquant l'évolution des structures agricoles.

Le taux de gel a un impact positif sur la probabilité de croissance des petites exploitations dont la superficie est inférieure à 20 ha et impact négatif sur leur nombre au profit des exploitations de 20 à 50 ha qui verraient leur nombre augmenter avec l'augmentation du taux de gel.

L'augmentation des prix d'intervention pour les céréales serait en faveur d'un accroissement de la taille des exploitations (augmenterait les probabilités de croissance de la plupart des catégories de taille surtout les petites exploitations qui seraient plus incitées à s'agrandir) et augmenterait le nombre des exploitations de taille moyenne entre 20 et 50 ha.

Les aides compensatoires de la PAC ont un effet négatif sur le nombre des « petites » exploitations, elles semblent également augmenter leur probabilité de sortie. En même temps, elles semblent encourager les exploitations d'augmenter leur taille. En effet, les aides compensatoires ont un effet positif élevé sur le nombre d'exploitations de taille moyenne (entre 50 et 100 ha).

Etant donné notre objectif qui était d'analyser l'impact des politiques agricoles sur le changement structurel représenté dans notre cas par les probabilités de transition entre les états (catégories de taille) des exploitations, on peut dire que cet effet qu'on cherche à déceler n'est pas vraiment explicite. Bien que les résultats montrent que l'ajustement se fait dans le sens de l'accroissement des tailles des exploitations, on ne peut pas affirmer que l'impact des aides directes est d'augmenter la taille des exploitations. Ce qui explique quelque part l'abstention de la théorie et la diversité des résultats des études empiriques.

Concernant les variables démographiques, les résultats du modèle montrent que l'augmentation des jeunes actifs agricoles ainsi que le départ à la retraite (la diminution des actifs atteignant 60) augmenterait le nombre des petites exploitations.

D'une manière générale, la plupart des résultats ne sont pas en contradiction avec la réalité, ce qui peut nous rassurer en terme de choix de la méthode. Cependant, il est difficile d'affirmer que cette dernière est efficace pour expliquer le changement structurel en réponse à certains facteurs socio-économiques en général et aux changements des politiques agricoles en particulier.

Dans une perspective d'extension de ce travail, on pourrait envisager, par exemple, l'introduction du revenu dans le modèle comme variable explicative, pour étudier l'effet du découplage des paiements directs. En effet, l'impact de la réforme 2003 sur les structures agricoles et leur dynamique est essentiel à appréhender dans la mesure où l'un des objectifs de cette réforme est de promouvoir une agriculture durable. Et l'aménagement du territoire dépend forcément de l'évolution de ces structures.

# Table des matières

## Politique agricole et changement structurel des exploitations agricoles : une application de la méthodes de chaînes de Markov non stationnaires à la région Midi Pyrénées

Sommaire.....	1
Table des figures.....	2
<b>Introduction .....</b>	<b>3</b>
<b>Première partie : Constat et problématique .....</b>	<b>7</b>
<b>I - Contexte agricole : tendances et changements structurels.....</b>	<b>7</b>
<b>II – Les politiques agricoles et les changements structurels .....</b>	<b>10</b>
1- Le modèle technico-économique généré par la PAC des années 1960.....	10
2- Les réformes de la PAC de 1992 et 1999 : la fissure du modèle des années 1960 .....	11
3- La réforme de la PAC de 2003 : vers un nouveau modèle technico-économique ? .....	11
<b>III – Problématique.....</b>	<b>12</b>
<b>Deuxième partie : cadre théorique et méthodologique</b>	
<b>I - Cadre théorique.....</b>	<b>15</b>
1 – Le changement structurel .....	15
2 – Les facteurs liés au changement structurel.....	17
3 – Le changement structurel et les politiques agricoles : méconnaissance théorique.....	18
4 – Changement structurel et facteurs explicatif : travaux empiriques .....	19
A – Aux USA.....	19
a – Etude concernant les changements structurels et les entrées/sorties des producteurs.....	19
b – Etudes économétriques des loyers et des valeurs de la terre .....	20
c- Etudes des réactions face aux variabilités des prix et l'aversion pour le risque .....	21
d- Etudes relatives aux contraintes d'endettement.....	22
B- En Europe .....	22
C – En France.....	22
<b>II – Cadre méthodologique .....</b>	<b>23</b>
1 – La modélisation régionale et les questions d'échelle, transfert d'échelle et d'agrégation .....	23
A – Notion d'échelle et de transfert d'échelle .....	23
a –Echelles spatiales et temporelles.....	23
b – Définition des l'échelle .....	24
c – Transfert d'échelle « scaling » .....	24
B – L'exploitation-type et le problème d'agrégation.....	24
C – Problème d'agrégation dans les modèles de programmation : problème pratique.....	25
2 – Les modèles utilisés pour capter le changement structurel des exploitations agricoles.....	27
A – L'approche non approximative .....	27
B – L'approche approximative .....	28
C – Les modèles reposant sur une approche « non-approximative ».....	28
a – Les modèles mathématiques .....	28
b- Les modèles statistiques .....	28
c- Les modèles d'évolution.....	28
d – Les modèles cellulaires.....	29
e – Les modèles multi-agents .....	30
D – Les modèles reposants sur une approche « approximative » .....	32
a – Les modèles experts.....	32
b – Les modèles de Markov.....	32

3 – Le choix du modèle : la chaîne de Markov comme un outil de modélisation dynamique du changement structurel .....	33
A – Définitions .....	34
B – Modèle de Markov stationnaire.....	34
C – Modèle de Markov non-stationnaire .....	36
D – L’approche de la théorie d’informations pour rétablir les Probabilités de transition de Markov ..36	
a – Les estimateurs de l’entropie croisée généralisée ( <i>generalised cross entropy GCE</i> ) pour le modèle de Markov non-stationnaire .....	36
- Modèle de Markov avec une fonction linéaire explicative.....	38
- L’estimateur des variables instrumentales de l’entropie croisée généralisée .....	41
- Impact des variables explicatives .....	42
b – Signification statistique du modèle.....	43
<b>Troisième partie : Application à la région Midi-Pyrénées</b>	
<b>I – Changements structurels en agriculture : une réalité en Midi-Pyrénées.....</b>	<b>45</b>
1 - Situation régionale .....	45
A – Situation générale de l’agriculture .....	45
B – Systèmes de production.....	45
C - Les conséquences des modifications du secteur agricole .....	47
2 – Situation économique.....	47
3 – Evolution de la population active agricole en MP .....	48
4 - Les grandes Cultures.....	49
<b>II – Application empirique .....</b>	<b>50</b>
1 - Etude de cas : application aux exploitations de grandes cultures en région Midi-Pyrénées.....	50
2 – Méthodes utilisées.....	51
3 – Résultats et discussions .....	54
A – Estimation des probabilités de transition de chaque groupe .....	54
B – Impacts des facteurs explicatifs du changement structurel sur la probabilité de transition et sur le nombre d’exploitation dans chaque groupe de taille.....	60
a – Impact des facteurs explicatifs sur les probabilités des transitions.....	61
b – Impact des facteurs explicatifs sur le nombre (poids) relatif à chaque groupe de taille.....	64
<b>Conclusion.....</b>	<b>66</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>68</b>

## Références bibliographiques

1. **Abbes, K. (2005).** Analyse de la relation agriculture- environnement : une approche bioéconomique, cas de la salinisation des sols et de la pollution par les nitrates au nord Tunisien. Thèse de Doctorat : Université Montpellier I. 305 p.
2. **Abler, D., Blandford, D.(2005).** Panorama des études empiriques consacrées aux effets sur les superficies et la production des contrats de production flexible mis en place aux Etats-Unis en vertu du FAIR Act et des paiements connexes relevant de réglementations supplémentaires. Groupe de travail des politiques et marchés agricoles [En ligne]. OCDE, 4 avril 2005, AGR/CA/APM (2004)21/FINAL; 33 p. <<http://www.oecd.org/dataoecd/15/44/35000885.pdf>>
3. **Adelman, I.G., (1958).** A stochastic analysis of the size distribution of firms, *Journal of the American Statistical Association*, p. 893-904.
4. **AGPB (Association Générale des Producteurs de Blé et autres céréales, France). (1999).** PAC : les décisions du sommet de Berlin pour les grandes cultures. (Notes et Documents). [http://www.agpb.fr/fr/dossier/pac/\(1999\)0414.asp](http://www.agpb.fr/fr/dossier/pac/(1999)0414.asp)
5. **Ahearn, M.C., El-Osta, H.S., Dewbre, J. (2002).** *The Impact of Government Subsidies on the Off-Farm Labour Supply of Farm Operators [en ligne]*. Document présenté à la réunion annuelle de l'American Agricultural Economics Association (AAEA), Long Beach, Californie, 28-31 Juillet 2002, 36 p. [http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf\\_view.pl?paperid=4587](http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf_view.pl?paperid=4587).
6. **Ahearn, M.C., Yee, J., Huffman, W. (2002).** *The impact of government policies on agricultural productivity and structure: Preliminary results [en ligne]*. Document présenté à la réunion annuelle de l'American Agricultural Economics Association (AAEA). Long Beach, Californie, 28-31 Juillet 2002. [http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf\\_view.pl?paperid=4597](http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf_view.pl?paperid=4597)
7. **Ahearn, M.C., Yee, J., Korb, P. (2004).** *Agricultural Structural Adjustment to Government Policies: Empirical Evidence [en ligne]*. Document présenté à la réunion annuelle de l'American Agricultural Economics Association. Denver, Colorado. 1-4 août 2004, 34 p. [http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf\\_view.pl?paperid=14360](http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf_view.pl?paperid=14360).
8. **Antle, J.M., Stoorvogel J. (2001)** Integrating site-specific biophysical and economic models to assess trade-offs in sustainable land use and soil quality. *Economic policy and sustainable land use*, p. 169-184.
9. **Arthur, W. B. (1989).** Competing Technologies, Increasing Returns and Lock-In by Historical Events, *The Economic Journal*, n. 99, p. 116-131.
10. **Balman, A. (1997).** Farm based modelling of regional structural change : A cellular automata approach. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 24, n. 1, p. 85-108.
11. **Balman, A. (1999).** *Path dependence and the structural evolution of family farm dominated regions [en ligne]*, IX European Congress of Agricultural Economists, Organized Session Papers, Warsaw (Poland), Août 24-28, 1999, p. 263-284. <http://www.alfons-balman.de> .
12. **Balman, A., Odening, M., Weikard, H.-P., Brandes, W. (1996).** Path-Dependence without Increasing Returns to Scale and Network Externalities, *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 29, p. 159-172.
13. **Balster, H., Braun P. W., Kohler W. (1998).** Cellular automata models for vegetation dynamics. *Ecological Modelling*, vol. 107, n. 2-3, p. 113-125.
14. **Barbier, B., Bergeron, G. (1999).** Impact of policy interventions on land management in Honduras: results of a bioeconomic model. *Agricultural Systems*, vol. 60, p. 1-16.

15. **Barkley, P.W. (1978).** How is scale and structure determined in agriculture? *American Journal of Agricultural Economics*, p. 309-315.
16. **Barry, P.W., Bierlen, R.W., Sotomayor, N.L. (2000).** Financial Structure of Farm Businesses under Imperfect Capital Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 82, p. 920-933
17. **Beckmann, M.J., Thisse, J.F. (1986).** The location of production activities. *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 1, p. 21-96.
18. **Bell, C., Hazell, P., Slade, R. (1982).** *Project Evaluation in regional perspective : a study of an Irrigation Project in Northwest Malaysia*. Baltimore : The Johns Hopkins University Press..
19. **Benarfa, N. (2005).** Modélisation du changement structurel par le processus de Markov non stationnaire : Application aux exploitations de grandes cultures en Midi-Pyrénées. Mémoire de DEA, Ecole Nationale Supérieure Agronomique de Montpellier, 88 p.
20. **Benoît, M., Deffontaines, J. P., Gras, F., Bienaimé, E., Riela-Cosserat, R. (1997).** Agriculture et qualité de l'eau. Une approche interdisciplinaire de la pollution par les nitrates d'un bassin d'alimentation. *Cahiers Agricultures*, vol. 6, p. 97-105.
21. **Berger, T. (2001).** Agent-based spatial models applied to agriculture : a simulation tool for technology diffusion, resource use changes and policy analysis, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 25, n. 2-3, p. 245-260.
22. **Bonnefoy, Bousquet, Rouchier. (2001).** Modélisation d'une interaction individus, espace et société par les systèmes multi-agents : pâture en forêt virtuelle. *L'espace géographique*, n°1, p. 13-25.
23. **Bontkes, T. S., van Keulen, H. (2003).** Modelling the Dynamics of Agricultural Development at Farm and Region Level. *Agricultural Systems*, vol. 76, p. 379-396.
24. **Boussard, J.M. (1970).** Programmation mathématique et théorie de la production. In : *marchés et structures agricoles*. Paris : Cujas, 248 p.
25. **Boussard, J.M. (1996).** Faut-il encore avoir des politiques agricoles ? *Revue politique et parlementaire*, n. 985, octobre-décembre, p. 44-51.
26. **Braun, J. von.(2004).** The global bifurcation of agriculture. *AgriWorld Vision*, Vol.4,N°2,pp.22-25, [http://www.ifpri.org/pubs/articles/2004/vonbraun2004\\_01.pdf](http://www.ifpri.org/pubs/articles/2004/vonbraun2004_01.pdf)
27. **Briassoulis, H. (1999).** Analysis of Land Use Change: Theoretical and Modeling Approaches.[en ligne]. *The Web Book of Regional Science*, Regional Research Institute, West Virg. Univ. [http://www.rri.wvu.edu/WebBook/Briassoulis/Chapter2\(Histoverview\).htm](http://www.rri.wvu.edu/WebBook/Briassoulis/Chapter2(Histoverview).htm)
28. **Brooke, A., Kendrick, D., Meeraus, A. (1992).** *GAMS User's guide; release 2.25*. San Francisco: The scientific Press.
29. **Brossier J., Hubert B. (2001).** Intégrer les sciences biotechniques, économiques et sociales. Recherches sur les systèmes techniques en agriculture, dans le développement rural et dans la gestion des ressources naturelles au département INRA-SAD. *Cahiers Agricultures*, vol. 10, n. 1, janvier-février, p. 25-39.
30. **Brossier J., Marshall E., Chia E., Petit M., (2003).** *Gestion de l'exploitation agricole familiale. Eléments théoriques et méthodologiques*. Nouv. Ed. Dijon : Educagri, 220 p.
31. **Buckwell, A. E., Hazell P. B. R. (1972).** Implications of aggregation bias for the construction of static and dynamic linear programming supply models. *Journal of Agricultural Economics*, 23, p. 119- 134.
32. **Burrough, P.A. (1986).** *Principles of geographic Information Systems for land Assessment*. New York : Oxford University Press;
33. **Butault, J. P., Delame, N. (2004).** Réforme de la PAC de 2003, Découplage et Evolution des Structures et des Systèmes de Production Agricole en France. Document présenté à la séance

plénière SFER : Les Systèmes de Production Agricole : Performance, évolutions, perspectives, Lille, 18-19 novembre 2004.

34. **Chambre d'agriculture Midi-Pyrénées.(2002).** *Recensement agricole 2000, Résultats régionaux et départementaux : Cultures : céréales- cultures industrielles...* [en ligne]. [http://www.cra-mp.org/ancien\\_site/economie/brochure\\_ra2000/](http://www.cra-mp.org/ancien_site/economie/brochure_ra2000/)
35. **Chambre d'agriculture/Midi-Pyrénées.(2002).** *Recensement agricole 2000, Résultats régionaux et départementaux : Exploitations : évolution- dimension- spécialisation...* [en ligne]. [http://www.cra-mp.org/ancien\\_site/economie/brochure\\_ra2000/](http://www.cra-mp.org/ancien_site/economie/brochure_ra2000/)
36. **Chau, N.H., Gorter, H. (2001).** *Disentangling the Consequences of Direct Payment Schemes in Agriculture on Fixed Costs, Exit Decisions and Output.* [en ligne]. Ithaca (NY) : Department of Applied Economics and Management, Cornell University. (Working Paper) <http://www.ictsd.org/issarea/atsd/Resources/docs/DS1.pdf>
37. **Chavas, J.P., Holt, M.T. (1990).** Acreage Decisions under Risk: The Case of Corn and Soybeans. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 72, p. 529-538.
38. **Chia E., Deffontaines, J.P. (1999).** Pour une approche sociotechnique de la «gestion de la qualité de l'eau» par l'agriculture. *Natures Sciences Sociétés*, vol. 7, n°1, p. 31-42.
39. **Chiari, F., Delhom, M., Filippi, J. B., Santucci J. F. (2002).** Prédiction du comportement hydrologique d'un bassin versant à l'aide de Réseaux de Neurones [en ligne]. SIG 2000 : conférence française ESRI. <http://spe.univ-corse.fr/filippiweb/publis/refcel/corse2.htm>
40. **Chuvieco E. (1993).** Integration of linear programming and GIS for land-use modeling. *International Journal of Geographical Information Systems*, vol. 7, n°1, p. 71-83.
41. **Coase, R.H. (1937).** The nature of firms. *Economics (N.S.)*, vol. 4, p. 386-405.
42. **Congalton, R.G. (1994).** Accuracy assessment of remotely sensed data: Future needs and directions, Proceedings of the Percora 12 Symposium: Land Information from Space- Based Systems, Sioux falls, South Dakota, *American Society of Photogrametric and Remote Sensing*, p. 385-388.
43. **Corgne, S. (2004).** Modélisation prédictive de l'occupation des sols en contexte agricole intensif : application à la couverture hivernale des sols en Bretagne. Thèse de doctorat en Géographie En Cotutelle avec l'ENST-Bretagne. Université de Rennes 2- Haute-Bretagne, 230 p.
44. **Courchane, M., Golan A., Nickerson, D. (2000).** Estimation and evaluation of loan discrimination . An information approach, *Journal of Housing Research*, vol. 11.
45. **Cretenet, M. (1995).** Conception de systèmes de culture durables. Expérimentation et enquête dans l'étude de la fertilité des sols. In: *Sustainable land management in African semi-arid and subhumid regions*. Montpellier : CIRAD, p. 131-139. Proceedings of the SCOPE workshop, 15-19 November 1993, Dakar, Senegal.
46. **Daniel, K. (2001).** Politique agricole et localisation des activités dans l'Union européenne, une analyse en économie géographique, Thèse de doctorat, Université Paris I Panthéon-Sorbonne.
47. **Daniel, K., Kilkenny, M. (2002).** Découplage des aides à l'agriculture et localisation des activités. *Economie Internationale*, vol. 91, p. 73-92.
48. **Day, R. H. (1963).** On aggregating Linear Programming Models of Production. *Journal of Farm Economics*, vol. 45, p. 797-813.
49. **De Koning, G.H.J., Verburg, P., Veldkamp, A., Fresco, L.O. (1999).** Multiscale modelling of land use change dynamics in Ecuador. *Agricultural Systems*, vol. 61, p. 77-93.
50. **Deffontaines J.P., Brossier J. (Eds). (1997).** *Agriculture et Qualité de l'eau: l'exemple de Vittel*. INRA, 78 p. (Dossier de l'environnement, n°14).

51. **Deffontaines, J.P., Brossier J. (2000)** Système agraire et qualité de l'eau. Efficacité d'un concept et construction négociée d'une recherche. *Natures Sciences Sociétés*, vol 8, n°1, p. 14-25.
52. **Deffontaines, J-P., Benoît, M., Brossier, J., Chia, E., Gras, F., Roux, M. (Ed.). (1993).** *Agriculture et qualité des eaux ; diagnostic et propositions pour un périmètre de protection*. INRA-SAD, 334 p.
53. **Dewbre, J., Antón, J., Thomson, W. (2001).** The Transfer Efficiency and Trade Effects of Direct Payments, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 83, n. 5, p. 1204-1214.
54. **Dosi, G. (1997).** Opportunities, Incentives and the Collective Patterns of Technological Change, *The Economic Journal*, 107, p. 1530-1547.
55. **DRAF.SRSA (Direction Régionale de l'Agriculture et de la Forêt de Midi-Pyrénées, Service Régional de Statistique Agricole, Toulouse) (2001a).** Recensement agricole 2000 : résultats régionaux et départementaux [en ligne]. *Agreste Midi-Pyrénées*, décembre 2001, 76 p.
56. **DRAF.SRSA (Direction Régionale de l'Agriculture et de la Forêt de Midi-Pyrénées, Service Régional de Statistique Agricole, Toulouse) (2004).** Les exploitations renforcent leur cœur de métier, Enquête Structure des exploitations agricoles 2003 [en ligne]. Agreste Midi-Pyrénées : Données, juillet 2004, n° 20. <http://www.agreste.agriculture.gouv.fr/IMG/pdf/R7304A05.pdf>
57. **Eastman, R. (1999).** *Guide to GIS and Image Processing*. Worcester (MA) : Clark University.
58. **Eastwood, R., Lipton, M., Newell, A. (2004).** Farm size. Papier préparé pour *Handbook of agricultural Economics*, Volume III.
59. **Evans, D.S., (1987a).** Tests of alternative theories of firm growth, *Journal of Political Economics*, vol. 95, p. 657-674.
60. **Evans, D.S., (1987b).** Empirical analysis of the size distribution of farms: Discussion, *American Journal of Agricultural Economics*, p. 484-485.
61. **Falconer K., and Hodge 1. (2001)** Pesticide taxation and multi-objective policy-making: farm modelling to evaluate profit/environment trade-offs. *Ecological Economics*, vol. 36, p. 263-279.
62. **Fennell, R. (1997).** *The Common Agricultural Policy: Continuity and Change*. Oxford : Clarendon Press.
63. **Ferber, F. (1995).** *Les Systèmes Multi-Agents : vers une intelligence collective*. Paris : Interéditions, 522 p.
64. **Ferber, J. (1999).** *Multi-Agent Systems: An Introduction to Distributed Artificial Intelligence*, Redwood City : Addison-Wesley.
65. **Fisher, W. D. (1969).** *Clustering and Aggregation in Economics*. Baltimore : Johns Hopkins Press.
66. **Flichman, G., Jacquet, F., (2003).** le couplage des modèles agronomiques et économiques- acquis et perspectives, *Cahiers d'économie et de sociologie rurales*, n° 67, 2<sup>ième</sup> trimestre 2003, p. 52-69.
67. **Frick, G. E., Andrews, R. A. (1965).** Aggregation Bias and Four Methods of Summuring Farm Supply Functions. *Journal of Farm Economics*, vol. 47, p. 696-700.
68. **Geurts, J.A.M.M. (1995)** Technical and structural changes in Dutch dairy farms. Master-Thèse de doctorat. Wageningen University.
69. **Gibrat, R. (1931).** *Les inégalités économiques ; applications aux inégalités des richesses, à la concentration des entreprises, aux populations des villes, aux statistiques des familles, etc. d'une loi nouvelle, la Loi de l'effet proportionnel*, Paris, Librairie du Recueil Sirey.
70. **Goddard, E., Weersing, A., Chen, K., Turvey, C.G. (1993).** economics of structural change in agriculture, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 41, p. 475-489.

71. **Golan, A., Judge G., Perloff, J. M. (1997).** Estimation and inference with censored and ordered multinomial data, *Journal of Econometrics*
72. **Golan, A., Judge, G. (1996).** A maximum entropy approach to empirical likelihood estimation and inference, U.C. Berkeley, (Working Paper).
73. **Golan, A., Judge, G. (1996).** Recovering information in the case of underdetermined problems and incomplete economic data. *Journal of Statistical Planning and Inference*, p. 127-136.
74. **Golan, A., Judge, G., Miller, D.(1996).** *Maximum entropy econometrics*. Chichester : John Wiley and Sons.
75. **Golan, A., Vogel, S.J. (2000).** Estimation of non-stationary social accounting matrix coefficients with supply side information, *Economic Systems Research*, vol. 12
76. **Goodwin, B.K., Mishra A.K., Ortaño-Magné, F.N. (2003b).** What's Wrong with Our Models of Agricultural Land Values? *American Journal of Agricultural Economics*, 85, p. 744-752.
77. **Goodwin, B.K., Mishra, A.K. (2002).** Are 'Decoupled' Farm Program Payments Really Decoupled? An Empirical Evaluation. [en ligne]. Columbus (Ohio) : Department of Agricultural, Environmental, and Development Economics, Ohio State University. (Working Paper). <http://departments.agri.huji.ac.il/economics/kenes-goodwin2.pdf>.
78. **Goodwin, B.K., Mishra, A.K. (2003).** Acreage Effects of Decoupled Programs at the Extensive Margin. [en ligne]. Document présenté à la réunion annuelle de l'American Agricultural Economics Association, Montréal, Canada, [http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf\\_view.pl?paperid=9024](http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf_view.pl?paperid=9024).
79. **Goodwin, B.K., Mishra, A.K., Ortaño-Magné F.N. (dir.). (2003a).** Explaining Regional Differences in the Capitalization of Policy Benefits into Agricultural Land Values. In : C.B. Moss et A. Schmitz (dir.). *Government Policy and Farmland Markets*, p. 97-114. Ames, Iowa State Press.
80. **Guyomard, H., Baudry, M., Carpentier, A. (1996).** Estimating Crop Supply Response in the Presence of Farm Programmes: Application to the CAP. *European Review of Agricultural Economics*, vol. 23, p. 401-420.
81. **Haggard, J., Ayala, A., Diaz, B., Reyes, C.U. (2001).** Participatory design of agroforestry systems: Developing farmer participatory research methods in Mexico. *Development in Practice*, vol. 11, n. 4, p. 417-424.
82. **Hallberg, M.C., (1969).** Projecting the size distribution of agricultural firms - an application of a Markov process with non-stationary transition probabilities. *American Journal of Agricultural Economics*, p. 289-302.
83. **Hanf, C.-H. (1989).** Agricultural sector analysis by linear programming models – Approaches, problems and experiences, *Wissenschaftsverlag Vauk* (maison d'édition de science), Kiel.
84. **Happe, K. (2004).** Agricultural policies and farm structures – agent-based modeling and simulation, *Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe (IAMO) Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe*.
85. **Happe, K., Balmann, A., Kellermann, K. (2004).** the agricultural policy simulator (AgriPoliS)-an agent-based model to study structural change in agriculture (version 1.0), discussion paper: N°. 71, Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe (IAMO), Halle (Saale), Germany.
86. **Happe, K., Balmann, A., Kellermann, K., Sahrbacher C. (2005).** The Use of AgentBased Modelling to Establish a Link Between Agricultural Policy Reform and Structural Change, 89<sup>ième</sup> séminaire de European Association of Agricultural Economists (EAAE), 29-31 February, 2005; Parma, Faculty of Economics.
87. **Hart, P., Oulton, N. (1996).** Growth and size of firms. *The Economic Journal*. p. 1241.1252.
88. **Hay, G.J., Goodenough, D.G., Niemann, K.O. (1997).** Spatial thresholds, image-objects, and upscaling: a multi-scale evaluation, *Remote Sensing of Environment*, vol. 62, p. 1-19.

89. **Hazell P.B.R., Norton, R.D. (1986).** *Mathematical programming for economic analysis in agriculture*, Macmillan, New York.
90. **Heckelei, T., Mittelhammer, R., Britza, W. (2005).** A bayesian alternative to generalized cross entropy solutions for underdetermined models. 89<sup>ième</sup> séminaire de European Association of Agricultural Economists (EAAE), 29-31 February, 2005; Parma, Faculty of Economics.
91. **Henrichsmeyer, W. (eds.). (2000).** Agricultural Sector Modelling and Policy Informations Systems, 65<sup>ième</sup> séminaire de European Association of Agricultural Economists (EAAE), 29-31 March, 2000; Bonn. Wissenschaftsverlag Vauk, Kiel, p. 8-26.
92. **Hijmans, R. J., van Ittersum, M. K. (1996).** Aggregation of Spatial Units in Linear Programming Models to Explore Land Use Option. *Netherlands Journal of Agricultural Science*, vol. 44, p. 145-162.
93. **Howitt, R. E. (1995).** Positive mathematical programming. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 77, n. 2, p. 329-42.
94. **Huffman, W., Evenson, R. (2001).** Structural and productivity change in U.S. agriculture, 1950-82. *Agricultural Economics*, vol. 24, p. 127-147.
95. **Ijiri, Y., Simon, H. A. (1977).** *Skew distribution and the sizes of business firms*, Amsterdam : North Holland.
96. **Jacquet, F. (2004).** Note de cours : Marchés, Politiques et Négociation, Master of Science en économie agro-alimentaire et relations internationales, l'Institut agronomique de Montpellier
97. **Jacquet, F. (2003).** Politique Agricole Commune et développement. In : Jacquet Florence (ed.), Lerin François (ed.). *Libre-échange, agriculture et environnement : L'Euro-Méditerranée et le développement rural durable : état des lieux et perspectives*. Montpellier : CIHEAM-IAMM, n. 52, p. 167-182. (Options Méditerranéennes. Série A n°52).
98. **Jansen, D.M., Schipper, R.A. (1995).** A Static, Descriptive Approach to Quantify Land-Use Systems. *Netherlands Journal of Agricultural Science*, vol. 43, p. 31-46.
99. **Jansen, D.M., Stoorvogel, J.J., Schipper, R.A. (1995).** Using Sustainability Indicators in Agricultural Land-Use Analysis. An Example from Costa-Rica Agricultural Land- Use. *Netherlands Journal of Agricultural Science*, vol. 43, p. 61-82.
100. **Jansen, H.P., Stoorvogel, J.J. (1998).** Quantification of Aggregation Bias in Regional Agricultural Land-Use Models. Application to Guacimo County, Costa-Rica. *Agricultural Systems*, vol. 58, n. 3, p. 417-439.
101. **Janssen, L., Button, B. (2004).** Impacts of Federal Farm Program Payments on Cropland Values and Rental Rates: Evidence from County-Level Data in South Dakota. [en ligne]. Document présenté à la réunion annuelle de l'American Agricultural Economics Association. Denver, Colorado, [http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf\\_view.pl?paperid=14144](http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf_view.pl?paperid=14144).
102. **Jarvis, P.G. (1995).** Scaling processes and problems. *Plant, Cell, and Environment*, vol. 18, p. 1079-1089.
103. **Jaynes, E.T. (1957a).** Information theory and statistical mechanics. *Physics Review*, vol. 106, p. 620-630
104. **Jaynes, E.T. (1957b).** Information theory and statistical mechanics II, *Physics Review*, vol. 108, p. 171-190
105. **Jean-Marie, A., Nain, P. (1999).** Modélisation et Evaluation des Performances, cours de tronc commun du DEA Réseaux et Systèmes Distribués, Ecole Supérieure en Sciences Informatiques, Nice. [http://evalperf.essi.fr/cours/chaines\\_de\\_markov/Markov.html](http://evalperf.essi.fr/cours/chaines_de_markov/Markov.html)
106. **Jongeneel, R. (2002).** An analysis of the impact of alternative EU dairy policies on the size distribution of dairy farms: an information based approach to the non-stationary Markov chain

model. Document présenté au Xième congrès de European Association of Agricultural Economics (EAAE), Zaragoza, Spain, 28-31 August 2002.

107. **Jongeneel, R. (2005)**. An analysis of the impact of alternative EU dairy policies on the size distribution of dairy farms: an information based approach to the non-stationary Markov chain model. Case studies of The Netherlands, Poland and Hungary. Paper presented at Braunschweig EDIM seminar.
108. **Jongeneel, R., Slangen, L.H.G. (2005)**. Explaining the changing institutional organisation of Dutch farms: the role of farmer's attitude, advisory network and structural factors. Document présenté à la réunion annuelle de l'American Agricultural Economics Association, Séminaire sur Legal Farm Structure Change, Wye, April 2005.
109. **Jovanovic, B., (1982)**. Selection and the evolution of industry, *Econometrica*, vol. 50, 3, p. 649-670.
110. **Just, R.E., Antle, J.M. (1990)**. Interactions Between Agricultural and Environmental Policies: A Conceptual Framework, *American Economic Review*, vol. 80, p. 197-202.
111. **Just, R.E., Pope, R.D. (2003)**. Agricultural Risk Analysis: Adequacy of Models, Data, and Issues", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 85, p. 1249-1256.
112. **Karantininis, K. (2001)**. *Information Based Estimators for the Non-stationary Transition Probability Matrix: An Application to the Danish Pork Industry*. Copenhagen: Department of Economics and Natural Resources, Royal Agricultural University of Copenhagen.
113. **Karantininis, K. (2002)**. Information Based Estimators for the Non-stationary Transition Probability Matrix: An Application to the Danish Hog Sector. *Journal of Econometrics*, vol. 107, n° 1-2, March, p. 275-290.
114. **Karantininis, K. (2004)**. Information Based Estimators for the Non-stationary Transition Probability Matrix: An Application to the Danish Hog Sector. Working paper. Copenhagen C, Denmark, 56 p.
115. **Key, N., Lubowski, R., Roberts, M.J. (2004)**. The 1996 Federal Agriculture Improvement and Reform Act: Correcting a Distortion?. [en ligne]. Document présenté à la réunion annuelle de l'American Agricultural Economics Association, Denver, Colorado, [http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf\\_view.pl?paperid=14159](http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf_view.pl?paperid=14159).
116. **Key, N., Roberts, M.J. (2003)**. Government payments and Structural Change in Agriculture [en ligne]. Document présenté à la réunion annuelle de l'American Agricultural Economics Association, Montréal, Québec, Juillet 27-30, 2003. Cité in Ahearn, M.C., Yee, J. et Korb, P. 2004, "Agricultural Structural Adjustment to Government Policies: Empirical Evidence", document présenté à la réunion annuelle de l'American Agricultural Economics Association. Denver, Colorado. [http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf\\_view.pl?paperid=14360](http://agecon.lib.umn.edu/cgi-bin/pdf_view.pl?paperid=14360).
117. **Kislev, Y., Petersen, W. (1982)**. Prices, Technology and Farm Size, *Journal of Political Economy*, vol. 90, p. 578-595.
118. **Lambin, E. F., Strahler, A. H. (1994)**. Change-vector analysis in multitemporal space: A tool to detect and categorize land-cover change processes using high temporal-resolution satellite data. *Remote Sensing of Environment*, vol. 48, n°2, p. 231-244.
119. **Lee, J. E. (1966)**. Exact Aggregation- a discussion of Miller's Theorem. *Agricultural Economics Research*, vol. 18, p. 58-61.
120. **Lee, T., Richards, J.A., Swain, P.H. (1987)**. Probabilistic and Evidential Approaches for Multisource Data Analysis. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, vol. 25, n°3, p. 283-293.
121. **Lee, T. C., Judge G., Takayama, T. (1965)**. On estimating the transition probabilities of a Markov process. *Journal of Farm Economics*, p. 742-762

122. **Lee, T. C., Judge G., Zellner A. (1977).** *Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data*. 2nd edition. North Holland, Amsterdam.
123. **Lee, T. C., Judge, G. (1996).** Entropy and Cross-Entropy Procedures for Estimating Transition Probabilities from Aggregate Data, in Berry, D.A., Chaloner C.M., Geweke, J.K. eds, *Bayesian Analysis in Statistics and Econometrics*, John Wiley and Sons, p. 153-164
124. **Loyat, J. (2004).** La réforme de la Politique agricole commune dans l'Union européenne élargie. Etudes Européennes [en ligne], n. 5, octobre, [www.etudes-europeennes.fr](http://www.etudes-europeennes.fr).
125. **Loyat, J. (2005).** Politique agricole commune et modèles de développement de l'agriculture. Etudes Européennes [en ligne], avril. [www.etudes-europeennes.fr](http://www.etudes-europeennes.fr).
126. **Loyat, J., Petit, Y. (2002).** *La PAC, un enjeu de société*, Collection Réflexe Europe, La Documentation Française
127. **Lucas, R.E.Jr. (1978).** On the size distribution of firms, *Bell Journal of Economics*, vol. 9, p. 508-203
128. **Ludeke, A. K., Maggio R. C., Reid L. M. (1990).** An analysis of anthropogenic deforestation using logistic regression and GIS. *Journal of Environmental Management*, vol. 31, p. 247-259.
129. **MacRae, E.C. (1977).** Estimation of time-varying Markov processes with aggregate data. *Econometrica*, vol. 45, p. 183-198.
130. **Mansfield, Edwin, (1962).** Entry, Gibrat's law, innovation and the growth of firms, *American Economic Review*, p.1031-1051
131. **Marceau, D. J., (1999).** The scale issue in social and natural sciences. *Canadian Journal of Remote Sensing*, vol. 25, n°. 4, p. 347-356.
132. **Marceau, D.J., Howarth, P.J., Gratton, D.J. (1994).** Remote sensing and the measurement of geographical entities in a forested environment. 1: The scale and spatial aggregation problem, *Remote Sensing of Environment*, vol. 49, n° 2, p. 93-104.
133. **Marniesse, S. (2000).** *Dynamique des microentreprises : un essai de bilan*. Paris : DIAL (document de travail).
134. **Massow von, M., Weersink, A., Turvey, C.G. (1992).** Dynamics of structural change in the Ontario hog industry, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, p. 93-107.
135. **Meentemeyer, V. (1989).** Geographical perspectives of space, time, and scale, *Landscape Ecology*, vol. 3, p. 163-173.
136. **Mignolet C.M., Schott C., Benoît M. (2004).** Spatial dynamics of agricultural practices on a basin territory : a retrospective study to implement models simulating nitrate flow. The case of the Seine basin. *Agronome (France)*, vol. 24, n. 4, p. 219-236.
137. **Miller, D.J., Plantinga, A.J. (1999).** Modeling Land Use Decisions with Aggregate Data. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 81, p. 180-194.
138. **Miller, T. A. (1966).** Sufficient Conditions for Exact Aggregation in Linear Programming Models. *Agricultural Economics Research*, vol. 18, 52-57.
139. **Montgobert, C. (2004).** L'économie agricole régionale (Chambre d'Agriculture de Midi-Pyrénées) (<http://cra-mp.org/economie/ecompl/>).
140. **Moschini, G., Hennessy, D.A. (2001).** Uncertainty, Risk Aversion, and Risk Management for Agricultural Producers. dans B.L. Gardner et G.C. Rausser, *Handbook of Agricultural Economics*, vol. 1A, p. 87-153, Amsterdam : Elsevier.
141. **Nelson, R., Winter, S. (1982).** *An evolutionary theory of economic of Economic Change*. Cambridge : Belknap Press of Harvard University Press.
142. **OCDE. (1995).** *Adjustment in OECD Agriculture : Issues and Policy Responses*. Paris.

143. **OCDE. (1994).** *Agricultural Policy Reform: New Approaches : The role of direct income payments.* Paris, 190 p.
144. **Okali, C., Sumberg, J., Farrington, J. (1994).** Farmer Participatory Research: Rhetoric and Reality.
145. **Oude, L. A., Peerlings, J. (1996).** Modelling the New EU Cereals Regime in the Netherlands, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 23, p. 161-178.
146. **Oustapassidis, K., (1988).** Structural characteristics of agricultural cooperatives in Britain, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 39, p. 231-242.
147. **Pacini et al. (2003)** Evaluation of sustainability of organic, integrated and conventional farming systems: a farm and detailed spatial scale analysis. *Agriculture, Ecosystems and Environment*, vol. 95, n. 1, p. 273-288.
148. **Padberg, D.I. (1962).** The use of Markov processes in measuring changes in market structure, *American Journal of Agricultural Economics*, p. 189-199.
149. **Paegelow, M., Villa, N., Cornez, L. (2004).** Modélisations prospectives de l'occupation du sol. Le cas d'une montagne méditerranéenne. *Revue européenne de Géographie*, n° 295, décembre.
150. **Paris, Q., Howitt, R. E. (1999).** An analysis of ill-posed production problems using maximum entropy. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 80, p. 124- 138.
151. **Paris, Q., Rausser, G. (1973).** Sufficient Conditions for Aggregation of Linear Programming Models. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 55, p. 659- 666.
152. **Parker, D. C., Berger, T., Manson, S. M., McConnell, W. J. (eds.). (2002).** Agent-Based Models of Land-Use/Land-Cover Change, Report and Review of an International Workshop October 4-7, 2001, Irvine, California/USA, (LUCC Report Series No. 6) [http://www.indiana.edu/%7Eact/focus1/ABM\\_Report6.pdf](http://www.indiana.edu/%7Eact/focus1/ABM_Report6.pdf)
153. **Parker, D.C., Manson, S. M., Janssen, M. A., Hoffmann, M. J., Deadman, P. (2003).** Multi-Agent Systems for the Simulation of Land-Use and Land-Cover Change: A Review. *Annals of the Association of American Geographers*, vol. 93, n°2, p. 316-340. [http://www.csiss.org/events/other/agent-based/papers/maslucce\\_overview.pdf](http://www.csiss.org/events/other/agent-based/papers/maslucce_overview.pdf)
154. **Parra, G.A. (1997).** Modélisation dynamique à l'aide d'images satellitaires et de système d'information géographique : application aux Llanos orientales de la Colombie. Thèse de Doctorat, Université de Rennes I, 224 p.
155. **Pigou, A.C. (1920).** *The economics of welfare*, Londres : McMillan
156. **PREA (Projet Régional pour l'Enseignement Agricole de Midi-Pyrénées). (2004).** *Compte-rendu du groupe de travail*, Direction Régionale de l'Agriculture et de la Forêt, Novembre, 2004.
157. **Robinson, J. (1933).** *The economic of imperfect Competition.* London : Macmillan.
158. **Russel, S., Norvig, P. (1995).** *Artificial Intelligence: A Modern Approach*, Englewood Cliffs, NJ.
159. **SCEES (Service Central des Enquêtes et Etudes Statistiques, Paris) (2001b).** Les principaux résultats du recensement agricole 2000. *Agreste : Cahiers*, décembre 2001, n. 3-4
160. **SCEES (Service Central des Enquêtes et Etudes Statistiques, Paris) (2001c).** Premiers résultats du recensement agricole 2000 : Des exploitations plus grandes, des exploitants plus jeunes [en ligne]. *Agreste : Primeur*, juin 2001, n. 93. <http://agreste.agriculture.gouv.fr/IMG/pdf/primeur93.pdf>
161. **Schipper, R. A., Jansen, D. M., Stoorvogel, J. J. (1995).** Sub-regional Linear Programming Models in Land Use Analysis: a case study of the Neguev settlement. *Netherlands Journal of Agricultural Science*, vol. 43, p. 83-109.
162. **Schunk, D. (2001).** Farm Size economics and Farm Number Development in Illinois: lessons from a dynamic simulations analysis. AEC, FSDS Farming 21 September 14, 2001.

163. **Serneels, S., Lambin, E.F. (2001)**. Proximate causes of land-use change in Narok District Kenya : a spatial statistical model, *Agriculture, Ecosystems and Environment*, vol. 85, p. 65-81.
164. **Shannon, C.E. (1948)**. A mathematical theory of communication, *Bell System Technical Journal*, p. 379-423.
165. **Singh, A. Whittington, G. (1975)**. The size and growth of firms, *the Review of Economic Studies*, January.
166. **Stanton, B.F., Kettunen, L. (1967)**. Potential entrants and projections in Markov process analysis. *Journal of Farm Economics*, vol.49, pp.633-642.
167. **Telser, L.G. (1963)**. Least-squares estimates of transition probabilities. in: Christ, C.F., et. al., Editors. *Measurement in economics . Studies in mathematical economics and econometrics in memory of Yehunda Grunfeld*. Stanford University Press (Stanford), p. 270-292.
168. **Zander P., Kächele H. (1999)**. Modelling multiple objectives of land use for sustainable development. *Agricultural Systems*, vol. 59, p. 311-325.
169. **Zepeda, L. (1995a)**. Asymmetry and non-stationarity in the farm size distribution of Wisconsin milk producers: An aggregate analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, vol.77, p.837-852.
170. **Zepeda, L. (1995b)**. Technical change and the structure of production: A non-stationary Markov analysis. *European Review of Agricultural Economics*, vol. 22, p. 41-60.